E D U Q 8170825

Niveau(x) d'enseignement: 8 Numéro EDUQ : 8170825
Centre d'intérêt: 23

Conférence des recteurs et des principaux des universités du Québec.

La composition des effectifs enseignants et le niveau et la structure des traitements dans les universités du Québec : document d'analyse / Conférence des recteurs des universités du Québec. -- [Montréal] : La Conférence, 1980.
viii, 114 p. : 10 graph.; 28 cm.

Cote Dewey: 378.12'09714/C748c Cote LC: LB/2331.7

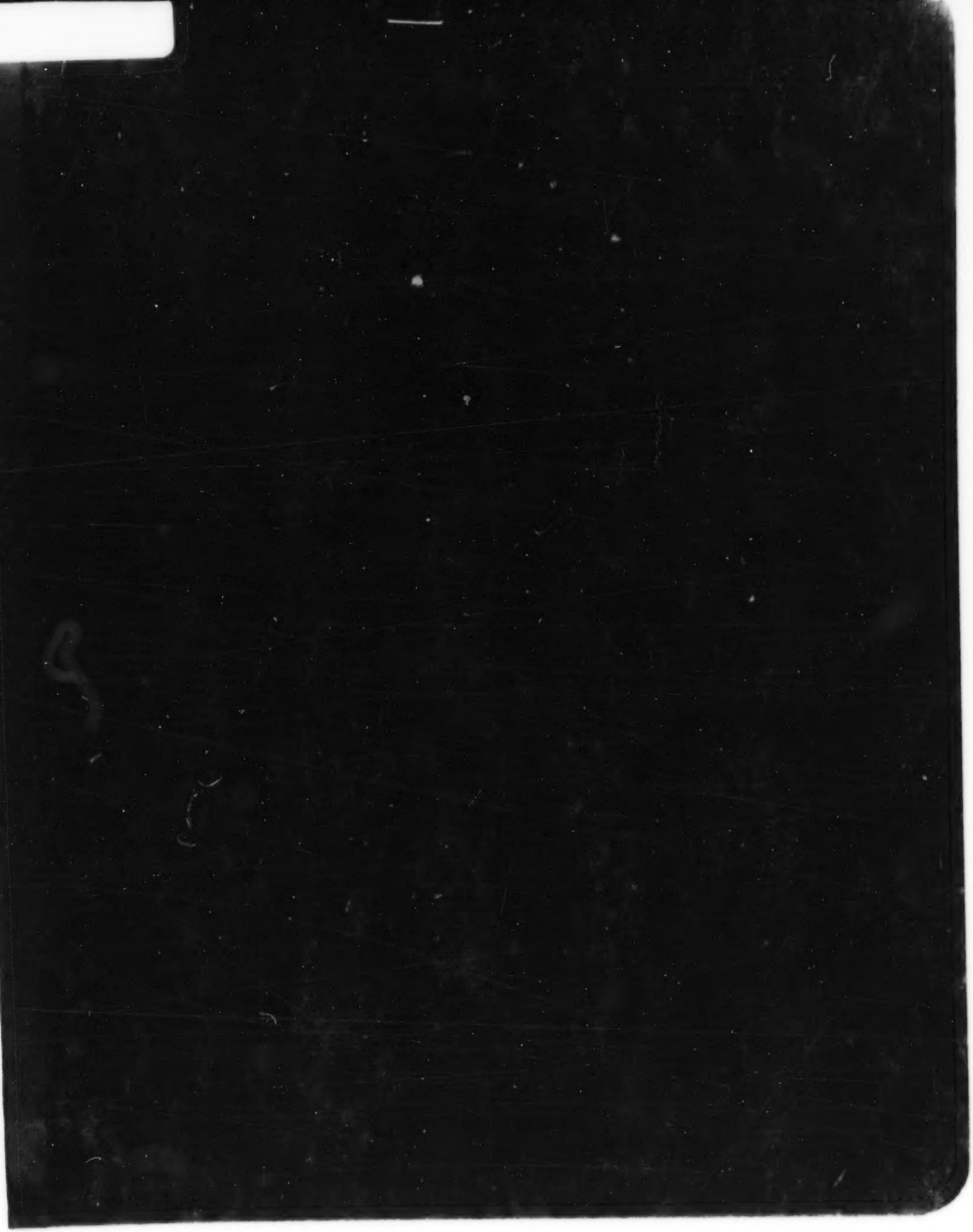
Descripteur(s): *Personnel enseignant *Salaire de l'enseignant *Caractéristiques de l'enseignant *Statistiques *Analyse statistique *Universitaire (Niveau)

L'étude vise à comparer le niveau et la structure des traitements du personnel enseignant des établissements universitaires afin de porter un jugement sur l'équilibre relatif des traitements dans les divers établissements. En effet, les variations dans le salaire moyen versé par les universités s'expliquent non seulement par des politiques salariales différentes, mais aussi par les caractéristiques propres aux corps enseignants (ancienneté, rang, discipline...).

Les données proviennent du fichier du personnel professionnel des universités québécoises (CMS) et portent sur les traitements réels de 1977-1978. L'étude comprend cinq parties. Les deux premières décrivent la source des données et les caractéristiques générales de la population. La troisième entrepend l'examen des salaires moyens. Suit une analyse de la structure des traitements à l'aide de la méthode de la régression statistique. Une dernière partie se sert des résultats obtenus dans la quatrième partie pour faire l'analyse des écarts identifiés dans la troisième.

Le salaire moyen versé en 1977-1978 était de 28234 $. Le salaire moyen le plus élevé était versé par l'Université de Montréal (29443 $, écart de 4,3%) et le plus faible par l'Université du Québec (27002 $, écart de -4,4%). La décomposition des écarts se révèle fort révélatrice. Ainsi, à l'Université du Québec, un écart de -6,5% dans la composition est compensé par un écart de 2,1% dans le traitement. Par contre, à l'Université McGill, un écart de 5,5% dans la composition est contrebalancé par un écart de -4,2% dans le traitement.

Type de document: r
Auteur de l'analyse: ar



E D U Q 8170825

LA COMPOSITION DES EFFECTIFS ENSEIGNANTS ET LE NIVEAU ET LA STRUCTURE DES TRAITEMENTS DANS LES UNIVERSITES DU QUEBEC

Document d'analyse

Conférence des recteurs des universités du Québec
le 30 mai 1980

TABLE DES MATIERES

	Page
LISTE DES TABLEAUX	iii
LISTE DES GRAPHIQUES	viii
INTRODUCTION	1
1. LES DONNEES	5
1.1 L'élimination des dossiers répétitifs	7
1.2 Les dossiers incomplets et les observations extrêmes	9
1.3 Les variables pertinentes à l'analyse et les valeurs de ces variables	14
2. CATEGORIES DE PROFESSEURS, NIVEAU DE TRAITEMENT ET PROBLEMATIQUE	17
2.1 Quelques caractéristiques de la population	17
2.2 Niveau de traitement et problématique	21
3. ANALYSE DE LA STRUCTURE DES TRAITEMENTS	27
3.1 Introduction à la méthode utilisée	27
3.1.1 Représentation algébrique d'un modèle	28
3.1.2 La méthode des moindres carrés	29
3.1.3 L'interprétation des coefficients	30
3.1.4 Les variables non significatives	31
3.1.5 Le R^2 et la qualité descriptive de la régression	31
3.2 Le choix des variables et les modèles retenus	31
3.2.1 L'acquisition de l'expérience	32
3.2.2 La mesure de l'expérience et les modèles estimés	33
3.2.3 L'utilisation des variables d'appartenance	35
3.3 La détermination d'un groupe disciplinaire homogène	36
3.4 Les résultats sur la structure des traitements	38
3.4.1 La qualité comparative des modèles	38
3.4.2 La structure salariale sous forme d'échelle simulée	40
4. ANALYSE DES ECARTS DE TRAITEMENT ENTRE UNIVERSITES	55
4.1 Méthode de ventilation des écarts de traitement	55
4.1.1 La mesure de l'écart de composition par rang	55

Page

4.1.2 Décomposition des écarts de traitement et de composition à l'aide d'un modèle de régression 62

4.1.3 Régression sur la population totale et regroupement des résultats des régressions sur les sous-populations 64

4.2 Les résultats 66

4.2.1 Le groupe homogène 67

4.2.2 Les autres groupes disciplinaires 73

ANNEXE 73

LISTE DES TABLEAUX

Page

TABLEAU 1

Salaires moyens en 1977-78 des professeurs-chercheurs des universités du Québec (groupe homogène) et écart par rapport au salaire moyen de l'ensemble des universités — 3

TABLEAU 2

Répartition des personnes ayant un seul dossier dans le fichier CMS77-78 selon le statut et la classe d'emploi — 8

TABLEAU 3

Répartition des personnes ayant deux dossiers dans le fichier CMS77-78 selon le statut et la classe d'emploi sur chaque dossier — 8

TABLEAU 4

Séquence des opérations effectuées sur le fichier 1977-78 — 10

TABLEAU 5

Répartition des observations selon leur statut dans la population étudiée — 13

TABLEAU 6

Répartition des effectifs de l'étude selon un regroupement intermédiaire des sous-unités administratives et selon l'université — 16

TABLEAU 7

Population de base et dossiers retenus selon la classe d'emploi et le statut — 17

TABLEAU 8

Répartition de la population étudiée selon le rang académique et l'université — 17

TABLEAU 9

Importance relative des universités dans la population étudiée, selon le rang — 18

TABLEAU 10

Traitements, expérience et âge moyens selon le sexe, le diplôme et le rang académique — 19

Page

TABLEAU 11

Indices des traitements moyens de l'ensemble des professeurs selon le rang académique et l'université 21

TABLEAU 12

Age moyen de l'ensemble des professeurs selon le rang académique et l'université 22

TABLEAU 13

Valeur moyenne du traitement, de l'âge et de l'expérience selon le rang académique et le groupe disciplinaire 24

TABLEAU 14

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs du groupe homogène 25

TABLEAU 15

Traitements moyens et écarts dans les traitements moyens des professeurs-chercheurs des universités du Québec 26

TABLEAU 16

Coefficients de détermination des modèles de régressions selon la population (groupe homogène) 38

TABLEAU 17

Nombre de cas où chaque modèle estimé donne le R^2 corrigé le plus élevé 39

TABLEAU 18

Coefficients de ADIP dans le modèle ADIP = EXP = EXP**2 selon l'université et le rang 40

TABLEAU 19

Traitements estimés selon le modèle expérience et âge au diplôme (fixé à 23 ans) ensemble des universités 41

TABLEAU 20

Ecarts de composition et écarts de traitement dans deux universités hypothétiques 55

TABLEAU 21

Ecarts attribuables à l'effet de traitement en pourcentage du salaire moyen, selon le modèle 67

Page

TABLEAU 22

Décomposition de l'écart entre les traitements moyens des professeurs-chercheurs des universités du Québec et le traitement moyen dans l'ensemble des universités 69

TABLEAU 23

Ecarts attribuables à l'effet de traitement en pourcentage du salaire moyen, avec les modèles appliqués tous rangs 70

TABLEAU 24

Ecart de traitement et écart de composition par rapport à l'ensemble: comparaison des exercices tous rangs et par rang; le modèle ADIP - EXP - EXP**2 72

TABLEAU 25

Décomposition de l'écart entre les traitements moyens des professeurs-chercheurs des universités du Québec et le traitement moyen dans l'ensemble des universités du Québec selon la discipline: regroupement des résultats de l'analyse par rang 74

TABLEAU A-1

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec 76

TABLEAU A-2

Identification des groupes disciplinaires dont les coefficients ont une valeur significative, selon l'université (exercice tous rangs) 93

TABLEAU A-3

Identification des groupes disciplinaires dont les coefficients ont une valeur significative selon l'université et le rang 94

TABLEAU A-4

Coefficients du modèle EXPERIENCE-EXPERIENCE AU CARRE - AGE à l'obtention du diplôme de premier cycle et valeur moyenne de l'âge à l'obtention du diplôme de premier cycle 95

TABLEAU A-5

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression EXPERIENCE-EXPERIENCE AU CARRE 96

TABLEAU A-6

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables modèle de régression AGE-AGE AU CARRE 97

Page

TABLEAU A-7

Traitements estimés selon le modèle expérience et âge au diplôme (fixé à 23 ans). Université Laval. 98

TABLEAU A-8

Traitements estimés selon le modèle expérience et âge au diplôme (fixé à 23 ans). Université de Montréal. 99

TABLEAU A-9

Traitements estimés selon le modèle expérience et âge au diplôme (fixé à 23 ans). Université de Sherbrooke. 100

TABLEAU A-10

Traitements estimés selon le modèle expérience et âge au diplôme (fixé à 23 ans). Université du Québec. 101

TABLEAU A-11

Traitements estimés selon le modèle expérience et âge au diplôme (fixé à 23 ans). Université Bishop. 102

TABLEAU A-12

Traitements estimés selon le modèle expérience et âge au diplôme (fixé à 23 ans). Université McGill. 103

TABLEAU A-13

Traitements estimés selon le modèle expérience et âge au diplôme (fixé à 23 ans). Université Concordia. 104

TABLEAU A-14

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs en administration 105

TABLEAU A-15

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME, en administration 106

TABLEAU A-16

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs en droit 107

TABLEAU A-17

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME, en droit 108

Page

TABLEAU A-18

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs en génie 109

TABLEAU A-19

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME, en génie 110

TABLEAU A-20

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs en médecine 111

TABLEAU A-21

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME, en médecine 112

TABLEAU A-22

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs sans titre professionnel, en médecine 113

TABLEAU A-23

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME, en médecine (n/a) 114

LISTE DES GRAPHIQUES

Page

GRAPHIQUE 1

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université Laval 45

GRAPHIQUE 2

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université de Montréal 46

GRAPHIQUE 3

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université de Sherbrooke 47

GRAPHIQUE 4

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université du Québec 48

GRAPHIQUE 5

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université Bishop 49

GRAPHIQUE 6

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université McGill 50

GRAPHIQUE 7

Echelles des traitements simulés dans chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université Concordia 51

GRAPHIQUE 8

Echelles des traitements simulés pour l'ensemble des rangs: Université Laval et Université Concordia 52

GRAPHIQUE 9

Echelles des traitements simulés pour l'ensemble des rangs: Université de Montréal et Université McGill 53

GRAPHIQUE 10

Echelles des traitements simulés pour l'ensemble des rangs: Universités de Sherbrooke, du Québec et Bishop 54

INTRODUCTION

Dans le cadre des règles budgétaires qui déterminent le montant des subventions gouvernementales aux universités, l'augmentation du volume des masses salariales résulte de l'application d'un taux d'indexation dont la valeur est fortement influencée par la politique gouvernementale relative à la rémunération des employés du secteur public et du secteur para-public.

Ces taux ont cependant une signification particulière dans le cas des universités. Ce sont en effet des taux d'indexation d'enveloppes appliqués uniformément d'un établissement à l'autre alors que la situation de chacun diffère souvent de celle des autres tant du point de vue du niveau et de la structure des traitements que du point de vue de la composition des effectifs: importance relative des disciplines, répartition du corps professoral par rang académique, par année d'âge dans les rangs, et ainsi de suite.

Dans ce contexte, il est clair qu'une politique d'application de taux uniformes ne peut être viable à long terme qu'à certaines conditions, la principale étant que les établissements partent d'une situation relativement comparable et que leur situation évolue d'une façon relativement similaire. L'objet de la présente étude est de vérifier ce qu'il en est de la première condition. Elle a été entreprise par le secrétariat de la Conférence des recteurs suite à un mandat du Comité exécutif.

On peut parler de situation comparable du point de vue du niveau et de la structure des traitements ou encore du point de vue de la composition des effectifs. Cette distinction servira de fil conducteur bien que, selon les termes du mandat qui en est à l'origine, l'objectif de cette étude réside dans l'examen de la situation relative des universités en ce qui a trait aux traitements.

Il faudra donc isoler la différence entre les établissements en ce qui a trait au niveau et à la structure des traitements, d'une part, de celle qu'on peut attribuer à la composition des effectifs, d'autre part. La priorité qu'on accordera à l'examen des différences de traitement ne doit pas faire oublier l'importance des différences de composition, puisque, pour des établissements dont les corps professoraux sont composés différemment quant à l'importance relative des disciplines ou des rangs académiques et quant à la répartition par âge du personnel enseignant, le fait d'appliquer des taux de croissance uniformes aux masses salariales pourrait créer des contraintes de gestion contradictoires, et ce, même si tous les établissements utilisaient une même échelle de traitement.

L'étude vise donc à porter un jugement sur l'équilibre relatif des traitements des professeurs appartenant aux divers établissements qui composent le système universitaire québécois.

L'étude des conventions collectives en vigueur dans les établissements universitaires pourrait constituer une première approche à une comparaison des échelles de salaires du personnel enseignant des universités du Québec. Plusieurs raisons empêchent cependant le recours à cette approche. La première est liée au fait que deux établissements, soit l'Université Concordia et l'Université McGill, n'ont pas d'échelles à proprement parler mais plutôt un salaire minimum par rang. Elles ont, par ailleurs, leurs mécanismes propres pour la détermination des traitements. La deuxième tient au fait que parmi les établissements qui ont des échelles, celles-ci présentent des différences telles (différentes mesures de l'expérience, existence ou absence de primes pour le diplôme et la discipline, règles d'intégration variées, latitude dans la reconnaissance des années d'expérience, etc...) qu'elles sont difficilement comparables. Enfin, dans la mesure où elles pourraient l'être, on sait que leur application requiert le jugement informé de personnes responsables pour tous les aspects qui ne sont pas prévus à la convention.

Il est donc plus sûr de comparer les pratiques des universités, ou les politiques effectives, implicites, à partir de l'observation des traitements réels et il est possible de le faire à l'aide du fichier du personnel professionnel des universités du Québec (CMS).

C'est à partir des <u>traitements réels</u> de l'année 1977-78 que sera faite la comparaison. Le choix de cette année a été motivé, bien sûr, parce que c'était, au moment d'entreprendre l'étude, la dernière pour laquelle des données étaient disponibles, mais aussi, parce que c'était la première année pour laquelle toutes les universités qui ont un syndicat de professeurs avaient au moins signé une première convention. C'est aussi la première fois depuis plusieurs années que l'on dispose de taux de rémunération qui sont comparables entre tous les établissements.

La démarche est simple. On calcule d'abord les écarts entre les salaires moyens des professeurs de chacune des universités du Québec et celui de l'ensemble du réseau universitaire. Ces écarts sont ensuite scindés en deux composantes: celle qu'on peut attribuer à des différences dans la répartition des effectifs enseignants, en particulier dans la répartition par rang et par années d'expérience dans les rangs, et celle qu'on peut attribuer, de façon exclusive autant que possible, à la pratique propre à chaque établissement en ce qui a trait à la rémunération. En exprimant cette dernière composante en pourcentage du salaire moyen des professeurs de l'ensemble des universités, on obtient une mesure de la situation relative des universités en matière salariale.

Au tableau 1, on présente d'abord le salaire moyen qui prévalait en 1977-78 dans chaque établissement par rapport à celui qu'on observait dans l'ensemble des universités, pour la majeure partie des professeurs-chercheurs des universités du Québec. Il s'agit d'un groupe de 4,130 personnes, auquel on réfèrera en parlant de groupe "homogène", en ce sens qu'on peut considérer qu'à l'intérieur de chaque université, il n'y a pas de différence significative entre la structure des traitements des sous-groupes qui le constituent. Cet ensemble exclut les groupes médecine, médecine dentaire, droit, génie et administration qui ont donné lieu à des analyses séparées. Pour ce qui est du groupe dit "homogène", on retrouve aussi au tableau 1 la décomposition des écarts de salaires moyens en deux parties: celle qui est attribuable à l'effet de composition des corps professoraux par rang et par année d'expérience dans les rangs et celle qui est due à l'effet de traitement, selon la méthode décrite dans le rapport.

Tableau 1

Salaires moyens en 1977-78 des professeurs-chercheurs des universités du Québec (groupe homogène) et écart par rapport au salaire moyen de l'ensemble des universités

Université	Nombre	Salaire moyen	Ecart par rapport à l'ensemble					
			brut		de composition		de traitement	
		$	($)	(%)	($)	(%)	($)	(%)
Laval	892	28,575	342	1.2	250	0.9	92	0.3
Montréal	796	29,443	1,212	4.3	119	0.4	1,093	3.9
Sherbrooke	271	27,090	-1,145	-4.0	-884	-3.1	-261	-0.9
du Québec	865	27,002	-1,232	-4.4	-1,838	-6.5	606	2.1
Bishop's	53	28,591	355	1.2	1,164	4.1	-809	-2.9
McGill	767	28,606	372	1.3	1,559	5.5	-1,187	-4.2
Concordia	486	27,832	-402	-1.4	534	1.9	-936	-3.3
Ensemble	4,130	28,234	0		0		0	

Source: tableau 22

On y note que trois universités sont en avance du point de vue des traitements, l'Université de Montréal ($1,093), du Québec ($606) et Laval ($92); pour deux universités, l'Université de Sherbrooke et l'Université du Québec, la composition tend à ce que le salaire moyen se situe en-dessous de ce qu'il est pour l'ensemble. Le fait que le salaire moyen de McGill soit légèrement au-dessus de la moyenne (1.3% du salaire de l'ensemble) cache deux phénomènes importants qui vont dans un sens opposé: un phénomène de composition qui rendrait compte que le salaire moyen y soit supérieur de $1,559, et un phénomène de traitement qui réduit ce chiffre de $1,187, pour finalement obtenir un écart dans le salaire moyen de l'ordre de $372 en faveur de McGill.

Cette étude décrit comment a été produit ce tableau, et présente ceux qui concernent les autres groupes disciplinaires. On l'a divisé en cinq parties. La première décrit la source des données, la deuxième présente les caractéristiques générales de la population. Dans la troisième, on fait part des observations qui portent sur les salaires moyens avant d'entreprendre dans la quatrième partie, une analyse de la structure des traitements à l'aide de la méthode de la régression statistique. Dans la cinquième partie, on se sert des résultats présentés dans la quatrième pour faire l'analyse des écarts identifiés dans la troisième. C'est au début de cette cinquième partie qu'on présente la méthode avec laquelle sont produits les résultats présentés au tableau 1.

Il importe de souligner dès maintenant que l'objet de cette étude n'est pas de proposer l'abolition de tous les écarts interuniversitaires de traitements et encore moins l'établissement d'une échelle unique des salaires. Bien au contraire, une étude comme celle-ci pourrait établir jusqu'à quel point les politiques salariales des universités se différencient les unes des autres et dans quelle mesure ces différences, qui reflètent la personnalité propre des établissements, peuvent se traduire en des écarts plus ou moins importants au niveau global, c'est-à-dire au niveau du traitement moyen ou de la masse salariale de l'ensemble des professeurs de chaque établissement. En d'autres mots, une telle étude devrait permettre de voir jusqu'à quel point il est possible pour les universités d'avoir des politiques salariales qui soient équivalentes tout en étant différenciées.

1. LES DONNEES

L'étude a été faite sur la base des renseignements contenus dans le fichier du personnel professionnel des universités québécoises (CMS) et relatifs aux professeurs qui étaient en place en 1977-78. Ce fichier contient des renseignements individualisés sur le personnel professionnel rattaché aux universités du Québec au titre d'employé à temps complet, en congé sabbatique ou en congé d'études (la caractéristique "statut d'emploi" désigne l'appartenance à l'une ou l'autre de ces trois catégories).

Le fichier exclut donc le personnel à demi-temps ou à temps partiel, même si, en dehors du fait que ce personnel n'assume qu'une fraction de la tâche du personnel employé à temps complet, il possède en général les caractéristiques propres au personnel employé à temps plein. Le fichier exclut aussi le personnel assumant des charges de cours.

Le personnel inclus dans le fichier est classifié dans l'une ou l'autre des cinq "classes d'emploi" suivantes:

1. professeur-chercheur
2. personnel de direction de la fonction enseignement
3. personnel de direction, autres fonctions
4. professionnel d'exécution
5. auxiliaires d'enseignement

L'étude ayant pour objet une comparaison des pratiques salariales relatives au personnel enseignant, seuls les renseignements relatifs aux deux premières catégories de personnel seront utilisés dans cette étude. Deux raisons justifient l'inclusion de la classe des "directeurs: enseignement/recherche". En premier lieu, cette classe d'emploi se compose entièrement de professeurs de carrière; ensuite, si l'on suppose que les directives de la DIGES ont été respectées par les universités lors de la constitution du fichier CMS 78, le revenu annualisé de base rapporté exclut la prime que ces professeurs obtiennent pour leur fonction administrative.

Quant au statut d'emploi, on a retenu le personnel à temps complet et le personnel en congé sabbatique, mais non pas le personnel en congé d'études. On a estimé en effet que le personnel en congé d'études se trouvant par définition dans une situation de changement du point de vue de la formation, les pratiques de traitement à son endroit pouvaient être négligées dans cette étude, d'autant plus qu'on ne trouvait que 81 personnes avec ce statut en 1977-78, principalement concentrées à l'Université du Québec, à l'Université Laval et à l'Université de Montréal. On a retenu par ailleurs le personnel en congé sabbatique, puisque ces personnes font indiscutablement partie du corps professoral des universités québécoises et que d'autre part, il était possible de transformer

exactement leur rémunération selon ce statut pour déterminer celle qu'elles auraient reçue comme professeurs à temps complet.

En effet, pour quelques-uns des 134 professeurs ou directeurs en congé sabbatique, certaines corrections ont été apportées au revenu annualisé de base afin d'obtenir celui qui prévaut dans une situation de professeur à plein temps. A titre d'exemple, les professeurs en congé sabbatique de l'Université de Montréal ont un revenu annualisé de base, conformément à leur convention collective et tel que consigné dans le fichier CMS, équivalent à 85% de celui qu'ils auraient en tant qu'employé à temps complet; nous avons donc multiplié par 1.18 le revenu de ces individus. Selon les conventions collectives en vigueur pour la période étudiée, ce pourcentage était de 75% à Sherbrooke, de 85% à Montréal et de 100% dans les autres établissements universitaires.

Pour donner une idée de l'ensemble des renseignements que contient la source de données qui a été utilisée, on peut classifier comme suit les variables du fichier CMS:

1) Renseignements administratifs:
   Numéros séquentiels d'individus, identification de l'université, des premières et deuxièmes sous-unités administratives.

2) Renseignements socio-démographiques:
   Sexe, lieu et date de naissance.
   Formation: date et lieu d'obtention des diplômes universitaires de chacun des trois cycles (6 variables)
   Expérience universitaire: rang académique actuel, date d'obtention de chacun des rangs (5 variables).

3) Renseignements relatifs à la rémunération:
   en taux annuels : rémunération annualisée de base
   rémunération annualisée totale
   en montants versés : rémunération versée de base
   rémunération versée totale
   rémunération versée non subventionnée.

On trouvera une présentation détaillée de ces variables et des valeurs qu'elles peuvent prendre dans le "Cahier des directives" de la D.G.E.S.[1]

Chaque année les renseignements relatifs à la rémunération sont recueillis pour deux années, l'année courante et l'année précédente.[2] On discute à la page 14

---

1. D.G.E.S. Inventaire du personnel professionnel de direction ou d'exécution des universités du Québec. Directives concernant la mise à jour, annuel.

2. On trouvera dans les Commentaires de la Conférence des recteurs sur le fichier du personnel professionnel des universités (C.M.S), Crepuq, août 1979, une discussion plus complète de ces thèmes.

de la mesure de la rémunération qui a été retenue pour l'étude. On peut éliminer tout de suite les renseignements sur la rémunération versée pour l'année courante puisqu'ils commandent un exercice de prévision à ceux qui complètent l'enquête et ne peuvent avoir la même valeur que lorsqu'ils sont rapportés pour une année écoulée.

Etant donné les caractéristiques du fichier qui a servi de source de données pour l'analyse, deux types de problèmes ont dû être résolus avant d'entreprendre des compilations statistiques: 1) l'élimination des deuxièmes et, dans certains cas, des troisièmes dossiers pour un même individu et 2) l'identification d'une population dont les dossiers étaient complets en ce qui concerne les variables pertinentes à l'analyse. Ces étapes nous mènent à la présentation de la population de l'étude.

1.1 L'élimination des dossiers répétitifs

Comme l'enquête annuelle de la DGES sur le personnel professionnel des universités du Québec vise comme objectif, comme l'indique son nom, une analyse fine de l'affectation des masses salariales, il a fallu trouver une façon de rendre compte du fait qu'une personne ait pu se retrouver, au cours d'une même année, dans des situations différentes du point de vue d'une caractéristique pour laquelle le fichier ne prévoit qu'une situation possible. Or, en pratique, il arrive que des personnes changent de situation au cours d'une année, principalement pour ce qui est de la classe d'emploi (on passe de la classe professeur-chercheur à celle de directeur de la fonction enseignement, par exemple), du statut d'emploi (on passe du statut de temps complet à celui de congé sabbatique) et de la sous-unité administrative (un professeur rattaché à un département passe à un autre). Pour résoudre ce problème, les responsables de l'enquête en sont venus à adopter la solution qui consiste à constituer autant de dossiers qu'une personne a connu de situations différentes au cours de la période sur laquelle porte l'enquête, sans indications relatives à l'ordre chronologique des situations dans lesquelles un individu s'est trouvé au cours de la période.

Pour éviter le biais qui aurait pu être introduit en faisant intervenir deux fois, sinon trois, certaines observations relatives à une seule et même personne, il a fallu éliminer les deuxièmes ou troisièmes dossiers qui les concernaient.

La question qui se pose alors est d'établir quel dossier retenir. La règle de sélection adoptée à consisté à retenir les observations selon l'ordre de priorité suivant: 1) professeur-chercheur à temps complet, 2) personnel de direction de la fonction enseignement, temps complet et 3) professeur-chercheur en congé sabbatique. Ainsi, une personne qui serait passée de la situation de directeur de département à temps complet à professeur à temps complet et pour laquelle on retrouve deux dossiers dans le fichier CMS, ne sera considérée que comme professeur à temps complet.

Au tableau 2, on trouve la répartition par classe d'emploi et par statut des personnes qui avaient un dossier unique, au tableau 3, la matrice des passages de statut/classe pour les 445 détenteurs de dossiers doubles.

Tableau 2

Répartition des personnes ayant un seul dossier dans le fichier CMS77-78 selon le statut et la classe d'emploi

Classe d'emploi \ Statut	Temps complet	Congé sabbatique	Congé d'études	Total
Direction ens./rech.	844	2	2	848
Direction	498		3	501
Enseignement/recherche	5,821	135	79	6,063
Auxiliaire ens./rech.	189		1	190
Professionnel d'exécution	2,054		8	2,062
Total	9,406	137	93	9,636

Les personnes auxquelles réfèrent les chiffres sur la diagonale du tableau 3 ont changé de sous-unité administrative. Après avoir constaté que ces changements n'impliquaient pas de passages entre les catégories disciplinaires que nous avons formées, on a simplement rejeté l'un des deux dossiers.

Tableau 3

Répartition des personnes ayant deux dossiers dans le fichier CMS77-78 selon le statut et la classe d'emploi sur chaque dossier

2e dossier / 1er dossier	Professeur (1)	Professeur (2)	Professeur (3)	Directeur ens./rech. (1)	Directeur ens./rech. (2)	Directeur ens./rech. (3)	Autre (1)	Autre (2)	Autre (3)	total
Professeur										
temps complet (1)	28	289	36	16	1	--	2	--	--	372
congé sabbatique (2)	14	---	--	1	--	--	--	--	--	15
congé d'études (3)	18	---	--	4	--	--	--	--	--	22
Directeur ens./rech.										
temps complet (1)	3	4	1	5	7	--	1	--	--	21
congé sabbatique (2)	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
congé d'études (3)	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
Autres classes										
temps complet (1)	1	--	--	1	--	--	8	--	3	13
congé sabbatique (2)	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
congé d'études (3)	--	--	--	--	--	--	2	--	--	2
Total	64	293	37	27	8	--	13	--	3	445

Le schéma présenté au tableau 4 décrit la succession des opérations qui viennent d'être évoquées. Mentionnons qu'on a réglé le cas des dossiers triples en appliquant deux fois les règles qui avaient été appliquées pour choisir entre les dossiers doubles.

1.2 Les dossiers incomplets et les observations extrêmes

Aussi valable que soit le fichier CMS, certains renseignements sont absents des dossiers de certaines personnes. C'est le cas des renseignements relatifs au rang académique pour 318 personnes. Etant donné l'importance de cette variable pour l'analyse, les dossiers qui n'étaient pas complets à cet égard ont été rejetés.[1]

Par ailleurs, dans la perspective de l'utilisation de la régression statistique et d'une comparaison des politiques salariales, il convient de négliger certaines observations dans le cas où certaines variables-clés de l'analyse prennent une valeur exceptionnelle.[2] Comme cette étude entend principalement mettre en relation les traitements avec certaines mesures d'expérience telles que l'âge ou le nombre d'années écoulées depuis l'obtention d'un premier diplôme, les observations ayant des valeurs marginales ou extrêmes à cet égard ont été éliminées, à savoir:

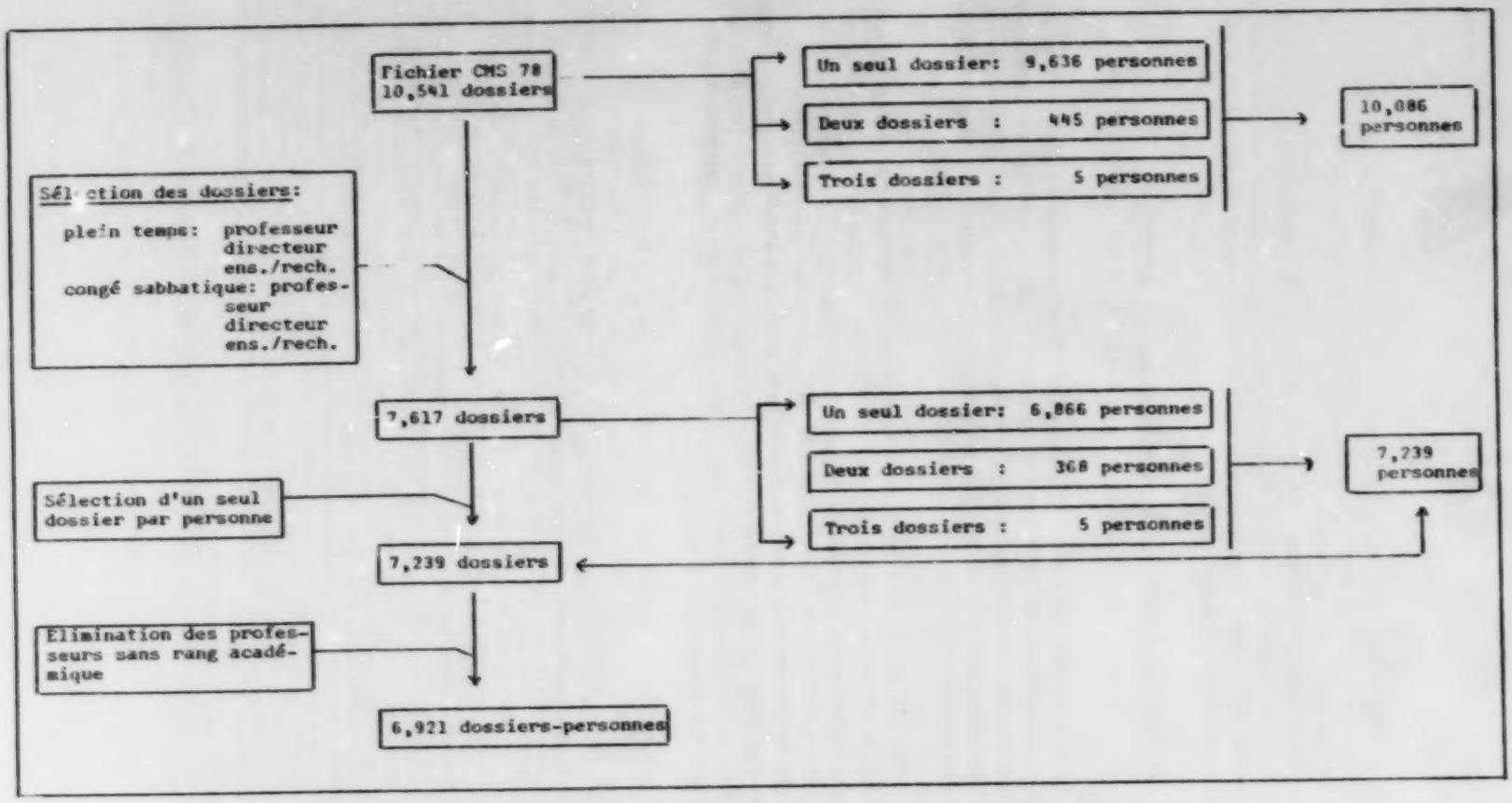
---

1. S'il reste difficile d'identifier les raisons pour lesquelles le fichier CMS 1977-78 ne contient aucune information quant au rang académique de ces individus, certaines de leurs caractéristiques peuvent être soulignées. Plus des deux tiers ne sont dans leur établissement respectif que depuis trois ans ou moins: 34% depuis 1977, 24% depuis 1976 et 15% depuis 1975. En outre, près de la moitié se retrouvent à l'Université de Montréal (46%), près du quart à l'Université du Québec (23%), et 12 et 17% à Laval et McGill respectivement; exception faite de McGill où la majorité de ces individus sont concentrés dans le département de "recherche", les professeurs sans rang académique n'ont pas de concentration particulière dans certaines unités administratives. Du point de vue de leur formation, 39% d'entre eux détiennent un doctorat (comparativement à 58% pour l'ensemble des individus définis par un rang académique), 27% un diplôme de premier cycle et 7% aucun diplôme. Enfin, une comparaison des traitements et de l'âge moyens selon le rang académique situe les professeurs sans rang académique au niveau d'agrégé à l'Université du Québec, au niveau d'adjoint à Laval et Montréal, et en-deçà du niveau de chargé d'enseignement à l'Université McGill; soulignons toutefois que la variance autour des traitements et de l'âge moyens des porfesseurs sans rang académique est de beaucoup supérieure à celle observée au niveau de chacun des rangs.

2. Goldberger, Arthur S., Linear regression after selection, no 7830, Workshop Series, Social Systems Research Institute, University of Wisconsin-Madison, November 1978.

Tableau 4

Séquence des opérations effectuées sur le fichier 1977-78



1) les professeurs ayant un profil de carrière particulier, caractérisé par un nombre d'années d'expérience, pour un rang quelconque, ou trop petit ou très grand. Une première analyse des traitements moyens a conduit à la sélection des régions d'expérience suivantes:

chargé d'enseignement	:	2 à 23 ans inclusivement,
adjoint	:	4 à 41 ans,
agrégé	:	7 ans et plus,
titulaire	:	9 ans et plus

2) les professeurs âgés de plus de 65 ans;

3) les professeurs ayant un profil d'études tel que l'année d'obtention du diplôme de premier ou deuxième cycle, telle que rapportée dans le fichier, pouvait être considérée comme suspecte. C'est le cas de ceux qui ont obtenu un diplôme de premier cycle après un doctorat ou une maîtrise (ou la même année) et de ceux qui, sans avoir de diplôme de premier cycle, ont obtenu un doctorat avant d'obtenir leur maîtrise, ou la même année.

4) les professeurs qui ont obtenu leur diplôme de premier cycle après 35 ans;

5) les professeurs pour lesquels le fichier CMS ne rapporte que la date d'obtention d'un doctorat.

La mesure d'expérience étant basée sur le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du baccalauréat, soulignons que, dans le cas où le fichier CMS rapporte une date d'obtention de la maîtrise en l'absence de celle du baccalauréat, nous avons supposé une durée d'un an pour l'obtention de la maîtrise.

Des 6,921 individus qui composaient la population après épuration des dossiers doubles ou triples, et élimination des individus sans rang académique, il reste 6,480 personnes une fois appliquées les règles 1 à 5.

Une sixième règle d'exclusion, issue d'un besoin d'améliorer la qualité descriptive des modèles de régression basés sur la mesure de l'expérience, fait passer ce nombre de 6,480 à 6,364. Pour chacune des universités, chacun des rangs académiques et chaque groupe disciplinaire, l'analyse graphique de la distribution des observations suivant le revenu et l'expérience a conduit à l'identification de certaines observations extrêmes ou marginales à l'égard de cette relation. Après un processus itératif, certaines de ces observations marginales ont été exclues dans la mesure où leur exclusion (a) améliorait la qualité descriptive (coefficient de corrélation multiple, significativité

et vraisemblance des coefficients,...) des modèles de régression, (b) sans toutefois affecter considérablement soit le nombre d'observations soit la moyenne des traitements.

Enfin, comme la catégorie disciplinaire résiduelle sera négligée au cours de cette étude, tout comme le groupe des dentistes, ce dernier principalement à cause du faible nombre d'observations, la population visée par cette étude s'élève à 6,055 individus.

Tableau 5

Répartition des observations selon leur statut dans la population étudiée

Sous-populations	Groupe homogène	Médecine	Droit	Administration	Génie	Médecins s.t.p.	Sous-total	Dentistes	autres	Total
Population initiale	4,573	654	167	411	503	297	6,605	85	231	6,921
Cas éliminés selon règles										
(1) profil de carrière	24	1	1		1		27			27
(2) plus de 65 ans	20	2		3	6	3	34		1	35
(3) profil d'études	50	9		3	3	3	68	1		69
(4) diplôme tardif	120	6		7	4	6	151		3	154
(5) doctorat seulement	54		1	2	1	2	60			60
(1) et (2)		1			1		2			2
(1) et (3)	2	1			1		4			4
(1) et (4)	6						6			6
(1) et (5)	58			4	4	3	69	2		71
(2) et (3)	2						2			2
(2) et (4)	1						1			1
(2) et (5)	3						3			3
(3) et (4)	4			1			5			5
(1) et (3) et (4)	1			1			2			2
(6)	90	8	5	9	1	3	116			116
Sous-total	443	28	7	30	22	20	550	3	4	557
Population retenue	4,130	626	160	381	481	277	6,055	82	227	6,364

s.t.p.: sans titre professionnel

1.3 Les variables pertinentes à l'analyse et les valeurs de ces variables

L'objectif de l'étude étant de situer les universités les unes par rapport aux autres en ce qui a trait à leur politique effective, ou leur pratique, de rémunération, la variable qui a été retenue comme mesure des traitements est la rémunération annualisée de base pour l'année courante. Cette variable fournit la meilleure représentation de la réalité qu'on veut cerner.

Il faut souligner les limites qu'impose le choix de cette variable. En premier lieu, il impose une opération supplémentaire pour traduire les résultats de l'étude en propositions relatives aux masses salariales. En effet, outre le fait déjà évoqué que le fichier CMS ne comprend pas tous les personnels susceptibles d'être rémunérés à même les masses salariales, deux autres facteurs devraient être considérés. D'abord, la rémunération annualisée totale peut différer de la rémunération annualisée de base dans le cas où des professeurs assument une charge de travail supérieure à celle qui est requise normalement.

Deuxièmement, la rémunération versée peut différer de la rémunération annualisée dans la mesure où certains professeurs ne demeurent pas à l'emploi de l'université pendant toute l'année: c'est le cas des entrants et des sortants.[1] On peut donc dire dans ce sens que la présente étude n'est pas une étude comptable des masses salariales, mais une analyse des pratiques de traitement, sur la base d'un échantillon qui représente une proportion très élevée de la population totale des professeurs-chercheurs des universités du Québec.

Quant aux variables dont on conçoit qu'elles affectent le niveau des traitements, on songe spontanément au rang académique, à l'âge ou au nombre d'années d'expérience, à la discipline, au niveau de formation, au sexe, à l'université, bien sûr, puisque l'objet de l'étude est de mesurer la différence dans les traitements qu'on peut attribuer exclusivement au fait pour un professeur d'appartenir au corps professoral d'une université donnée.

Toutes ces variables, dont on discutera plus loin de quelle façon elles peuvent servir à l'analyse des traitements, peuvent être définies avec la banque de données de la CMS. L'âge peut être défini à la journée près: on a choisi le 1er octobre 1977. Le nombre d'années d'expérience peut aussi être défini à partir d'un événement enregistré dans le fichier comme l'année d'obtention d'un diplôme donné, l'année d'accès à un rang: on reviendra plus loin sur cette question. Il en est de même pour les autres variables, mais la définition de la variable "discipline" pose quelques problèmes.

Le fichier comprend en effet une variable "discipline" qui réfère au domaine principal dans lequel un professeur-chercheur poursuit ses activités. Les codes utilisés sont ceux de la classification CLARDER.[2]

1. Voir à ce sujet les documents de la Conférence sur le coût du vieillissement.
2. Classification et regroupement des domaines d'études et de recherche. Direction générale de l'enseignement supérieur, ministère de l'Education.

Par ailleurs, les unités et sous-unités administratives auxquelles sont rattachés les professeurs comportent aussi, dans la majorité des cas, une référence à la discipline: faculté de musique, département des sciences économiques, de génie électrique, etc. On a donc le choix de recourir à la variable "discipline CLARDER" ou à la variable "unité administrative" pour tenir compte du domaine d'enseignement. On connaît la structure matricielle des relations entre fournisseurs et utilisateurs de ressources dans les universités. On ne peut cependant pas travailler avec une ventilation aussi détaillée que celle qu'on retrouve dans une telle matrice. Il faut donc choisir entre la catégorie de discipline dans laquelle enseigne le professeur, ou la référence disciplinaire de l'unité administrative à laquelle il appartient. On a jugé que de rattacher les professeurs aux centres de décisions relatifs aux ressources était plus approprié. En conséquence, on apportera les nuances qui s'imposent lorsqu'on emploiera le terme discipline.

On a effectué des regroupements de discipline à deux niveaux. Dans un premier temps, les différentes unités et sous-unités administratives qu'on retrouve dans les établissements ont été regroupées dans une trentaine de catégories, de la façon décrite à l'Annexe I. Le tableau 6 identifie ces catégories pour lesquelles l'application de la technique des moindres carrés ordinaires avec variables auxiliaires a permis l'étude des différences de structure de traitement et a conduit à un deuxième regroupement, en huit disciplines cette fois-ci. On trouvera une description plus détaillée de cette deuxième agrégation à la page 13.

Tableau 6

Répartition des effectifs de l'étude selon un regroupement intermédiaire des sous-unités administratives et selon l'université

Université / Sous-unité administrative	Laval	U de M	HEC	Poly	U de S	U du Q	Bishop's	Concordia	McGill	Total
Médecine	114	197	0	0	149	0	0	0	194	654
Médecine dentaire	21	37	0	0	0	0	0	0	18	76
Santé autres	38	121	0	0	0	6	0	0	0	165
Droit	50	51	0	0	28	12	0	0	26	167
Administration	68	0	63	0	45	78	9	64	53	380
Economie	19	23	13	0	12	15	4	29	22	137
Psychologie	27	75	0	0	16	30	4	39	31	222
Sociologie	22	19	0	0	0	23	3	27	16	110
Sciences politiques	27	16	0	0	0	23	3	19	22	110
Géographie	21	14	0	0	15	14	2	10	23	99
Histoire	42	37	0	0	12	19	4	22	2[illegible]	166
Bibliothéconomie	0	9	0	0	0	0	0	0	9	18
Sciences sociales autres	65	72	0	0	17	42	0	22	30	248
Aménagement	24	51	0	0	0	0	0	0	14	89
Arts	88	22	0	0	0	24	4	51	46	285
Lettres et philosophie	128	118	0	0	39	137	16	102	175	715
Education	130	132	0	0	86	159	2	46	155	710
Biologie	60	50	0	0	40	51	9	47	70	327
Informatique	11	20	0	0	0	0	0	21	11	63
Mathématiques	34	36	16	18	25	49	4	58	49	289
Physique	37	32	0	0	14	20	3	16	32	154
Sciences autres	33	11	0	0	0	11	0	7	34	96
Génie	69	0	0	169	65	19	0	58	104	484
Foresterie	138	0	0	0	0	0	0	0	75	213
Théologie	33	20	0	0	18	9	0	8	0	88
Autres disciplines	20	20	2	1	4	23	1	17	9	97
Médecine (sans titre prof.)	83	82	0	0	35	0	0	0	97	297
Dentisterie (sans titre prof.)	2	3	0	0	0	0	0	0	4	9
Total	1404	1268	94	188	620	1262[1]	68	673	1344[2]	6921

(1) Incluant en plus: Sciences humaines à l'UQAC, l'UQAR et l'UQTR (96), Sciences pures et appliquées à l'UQAC et l'UQAR (86), Administration-économie à l'UQTR (30), Psycho-éduc-physique à l'UQTR (25), CEUGQ (79), INRS (69), ENAP (11), IAF (35), ETS (17).

(2) Incluant McGill Research (5 personnes).

2. CATEGORIES DE PROFESSEURS, NIVEAUX DE TRAITEMENT ET PROBLEMATIQUE

La population de 6,921 personnes dont les dossiers décrits à la section précédente ont servi de base à la présente étude comprenait 5,971 professeurs-chercheurs à temps complet, détenteurs d'un rang académique, qui étaient à l'emploi des universités québécoises en 1977-78. Elle comprenait aussi 808 professeurs appartenant à la classe d'emploi "personnel de direction de la fonction enseignement et recherche" tels les doyens, vice-doyens et directeurs de département et 142 professeurs en congé sabbatique. Comme on l'a mentionné au chapitre précédent, les dossiers relatifs à 557 personnes ont été rejetés parce qu'ils étaient incomplets ou comportaient des renseignements incohérents ou extrêmes, et deux groupes disciplinaires seront négligés dans l'étude qui suit. Le tableau 7 donne donc la répartition par classe d'emploi et par statut de la population initiale, de même que des 6,055 dossiers qui ont finalement été retenus pour l'étude, lesquels correspondent à 87.5% de la population initiale.

Tableau 7

Population de base (1) et dossiers retenus (2) selon la classe d'emploi et le statut

Statut	Temps complet		Congé sabbatique		Total	
Classe d'emploi	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Professeur chercheur	5,971	5,281	140	105	6,111	5,386
Directeur de la fonction enseignement	808	667	2	2	810	669
Total	6,779	5,948	142	107	6,921	6,055

Dans ce chapitre, on fait un bref survol de la répartition de la population étudiée entre diverses catégories et on jette un premier coup d'oeil aux niveaux des traitements dans chacune de ces catégories, pour voir comment se pose le problème de l'analyse des écarts de traitement.

2.1 Quelques caractéristiques de la population

La répartition du corps professoral par université et par rang apparaît au tableau 8.

Tableau 8

Répartition de la population étudiée selon le rang académique et l'université

Rang / Université	Chargé d'enseignement		Adjoint		Agrégé		Titulaire		Total (100%)
	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb	%	Nb
Laval	171	13.8	316	25.5	358	28.9	394	31.8	1,239
Montréal	112	10.1	278	25.0	446	39.9	278	25.0	1,114
H.E.C.	10	11.1	29	32.2	35	38.9	16	17.8	90
Polytechnique	5	2.7	23	12.6	95	51.9	60	32.8	183
Sherbrooke	17	2.9	240	40.7	212	36.0	120	20.4	589
du Québec	42	4.4	465	48.0	365	37.7	96	9.9	968
Bishop's	3	4.8	18	29.1	26	41.9	15	24.2	62
McGill	48	4.0	275	22.7	547	45.2	340	28.1	1,210
Concordia	39	6.5	165	27.5	290	48.3	106	17.7	600
Ensemble	447	7.4	1,809	29.9	2,374	39.2	1,425	23.5	6,055

Source: Imprimé informatique (I.I.) Opus 1 (9,4,80).

Les différences qu'on observe d'une université à l'autre dans l'importance relative de chacun des rangs (à l'Université Laval, le groupe modal est celui des titulaires, à l'Université du Québec et à l'Université de Sherbrooke, c'est celui des professeurs adjoints, alors qu'ailleurs, ce groupe est celui des professeurs agrégés) doivent être remarquées parce qu'elles vont entrer en ligne de compte dans l'analyse qui va suivre. De même, lorsqu'on examine séparément les populations de chacun des rangs, l'importance relative de chacune des universités varie d'un rang à l'autre, et le tableau 9 rapporte ces chiffres.

Tableau 9

Importance relative des universités dans la population étudiée, selon le rang

Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Ensemble
Laval	38.3	17.5	15.1	27.7	20.5
Montréal	25.1	15.4	18.8	19.5	18.4
H.E.C.	2.2	1.8	1.5	1.1	1.5
Polytechnique	1.1	1.3	4.0	4.2	3.0
Sherbrooke	3.8	13.3	8.9	8.4	9.7
U. du Québec	9.4	25.7	15.4	8.7	14.0
Bishop's	0.7	1.0	1.1	1.1	1.0
McGill	10.7	15.2	23.0	23.9	20.0
Concordia	8.7	9.1	12.2	7.4	9.9
Ensemble	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Source: I.I. Opus 1 (9,4,80).

Si, dans l'ensemble, c'est la population attachée à l'Université Laval qui compte le plus (légèrement plus que celle de McGill) dans la population étudiée, c'est en raison de son importance aux rangs de chargé d'enseignement et de titulaire. Au rang d'adjoint et d'agrégé, les universités où on retrouve le plus grand nombre de professeurs sont l'Université du Québec et l'Université McGill, respectivement.

Certains travaux en matière d'analyse d'écarts de traitement font entrer en ligne de compte la variable "sexe". D'autre part, pour des professeurs d'universités, on peut croire que la variable "détention d'un doctorat" puisse avoir une contribution dans la détermination du traitement. Au tableau 10, on présente les chiffres sur le nombre, le traitement moyen, l'âge moyen et l'expérience moyenne (mesurée depuis l'obtention du baccalauréat) des professeurs inclus dans l'étude, par rang académique et selon le sexe et le diplôme (Ph.D./non Ph.D.).

Tableau 10

Traitements, expérience et âge moyens
selon le sexe, le diplôme et le rang académique

Rang Sexe	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Total
Homme					
nombre	293	1,471	2,112	1,357	5,235
traitement	20,222	24,071	30,064	37,703	29,807
âge	31.8	34.3	41.1	49.0	40.7
expérience	8.9	11.7	18.3	26.1	19.0
Femme					
nombre	154	336	262	68	820
traitement	19,197	23,549	29,027	36,087	25,522
âge	30.7	36.3	44.2	50.9	38.9
expérience	5.2	8.2	21.4	28.0	16.1
Sans doctorat					
nombre	416	943	729	341	2,429
traitement	19,866	23,802	30,068	37,461	26,926
âge	31.3	35.0	43.3	51.0	39.1
expérience	8.4	11.9	19.9	27.9	16.0
Avec doctorat					
nombre	31	866	1,645	1,084	3,626
traitement	19,805	24,163	29,897	37,877	30,768
âge	33.1	34.4	40.6	48.4	41.4
expérience	10.8	12.0	18.1	25.7	18.9
Total					
nombre	447	1,809	2,374	1,425	6,055
traitement	19,868	23,974	29,950	37,626	29,227
âge	31.4	34.7	41.4	49.1	40.5
expérience	8.6	12.0	18.7	26.2	17.7

Source: I.I. Opus 2 (10,4,80).

Considérons en premier lieu les écarts de traitements moyens selon le sexe (tableau 10). On observe que, dans l'ensemble des universités, les femmes constituent 13.5% du corps professoral; elles ont un traitement moyen équivalent à 85.6% de celui des hommes, quoiqu'étant sensiblement plus jeunes et ayant moins d'expérience. Cet écart tient principalement à la composition par rang des deux groupes; alors que 26% des professeurs masculins se trouvent au rang de titulaire, 40% au rang d'agrégé, ces proportions ne sont que de 8% et 32% chez les femmes. Au niveau de chacun des rangs, l'écart dans les traitements moyens diminue: au rang d'adjoint, les femmes ont un traitement moyen correspondant à 97.8% de celui des hommes, au rang d'agrégé, 96.6%, et au rang de titulaire, 95.7%. Notons toutefois qu'elles ont, à chacun de ces rangs, une expérience moyenne plus élevée que celle des hommes, ce qui tendrait à accentuer les écarts si l'on normalisait la composition des deux groupes en termes d'expérience. A ce propos, il se pourrait que le profil de carrière de ces deux groupes diffère

et que le reflet de cette différence dans la variable expérience vienne expliquer les écarts de traitements entre les deux groupes. Un examen plus approfondi du schéma de carrière de l'un et de l'autre pourrait éclairer cette question.

Les écarts de traitements selon le diplôme (tableau 10) semblent, au niveau de chacun des rangs, presqu'inexistants. Encore ici, les conclusions qu'on dégage à partir de l'observation des traitements moyens ne peuvent être définitives, puisque les écarts observés relèvent autant du diplôme détenu que de la composition des deux groupes (avec et sans doctorat) selon l'expérience, l'université, le sexe et la discipline, dans la mesure où ces facteurs s'avèrent être significatifs dans la détermination des niveaux de traitement.

Cependant, les exercices que nous avons faits avec ces deux variables à l'aide de la technique des variables auxiliaires, que nous présentons plus loin, et quelques considérations relatives aux objectifs de l'étude, nous ont incités à ne pas pousser l'analyse de ce côté.

Dans la plupart des universités, la détention d'un diplôme de doctorat n'apporte pas une contribution statistiquement significative à la détermination du traitement. Une université comme l'Université de Sherbrooke, où le diplôme entrait en ligne de compte dans la détermination du salaire en vertu de la convention collective, fait exception à cette règle.

Quant au sexe, les exercices que nous avons faits révèlent effectivement l'existence d'écarts négatifs pour les professeurs de sexe féminin. Cependant, les mesures de l'expérience d'enseignement que nous avons utilisées, à savoir l'âge et le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme de premier cycle sont des approximations qui ont peut-être une précision différente dans le cas des professeurs de sexe masculin de ce qu'elle est dans le cas des professeurs féminins. Dans ce dernier cas en effet, la probabilité de retrait provisoire du marché du travail est plus élevée que pour les hommes. On n'est donc pas en mesure d'interpréter les écarts observés en termes de discrimination.

Par ailleurs, étant donné l'objectif de l'étude, qui est de comparer les pratiques de traitement d'une université à l'autre, il faut isoler la partie des écarts dans les traitements moyens qu'on peut attribuer à la composition des effectifs, et il est plus pertinent de considérer les catégories qui entrent explicitement dans les échelles de salaires et les conventions collectives tels que le rang académique, l'expérience et le groupe disciplinaire.

2.2 Niveau de traitement et problématique

Une façon simple d'aborder l'analyse des écarts de traitements d'une université à l'autre tient dans la comparaison des rémunérations moyennes, telle qu'on la trouve au tableau 11. On y observe que, pour l'ensemble des rangs, l'université de Montréal, l'Ecole Polytechnique et les H.E.C., de même que l'Université McGill et l'Université Laval offrent un traitement moyen

Tableau 11

Indices des traitements moyens de l'ensemble des professeurs selon le rang académique et l'université

Rang Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Total
Laval	107.2	108.1	100.2	93.7	100.7
Montréal	96.4	104.3	106.1	105.7	103.5
H.E.C.	97.6	101.3	107.1	104.1	100.6
Polytechnique	107.7	104.5	102.9	100.9	110.1
Sherbrooke	99.2	102.0	102.7	97.8	99.6
Bishop's	79.7	92.1	94.4	101.4	96.7
McGill	97.7	91.3	95.2	104.2	101.4
Concordia	90.7	93.4	97.6	100.7	96.5
du Québec	93.1	98.4	98.8	95.8	91.9
Base = 100	19,868	23,974	29,950	37,826	29,227
Nombre	447	1,809	2,374	1,425	6,055

Source: I.I.: Opus 1 (9,4,80) et Opus 2 (10,4,80).

supérieur à celui qui prévaut pour l'ensemble des universités. Au niveau de chacun des rangs, l'ordonnancement varie: à celui d'adjoint, par exemple, l'Université McGill se situe largement en-dessous de la moyenne de l'ensemble du système universitaire alors que l'Université Laval offre le salaire moyen le plus élevé.

Ce premier exercice de comparaison des niveaux de traitements est cependant trop grossier pour qu'on puisse en tirer des conclusions fermes. Considérons, à titre d'exemple, l'indice des salaires moyens pour l'ensemble des professeurs-chercheurs de l'Université McGill. On se rappellera (voir tableau 8) que le corps professoral de cette université se caractérise, comparativement à l'ensemble des universités, par une plus forte concentration de ses effectifs aux rangs d'agrégé et de titulaire; si la composition par rang du corps professoral de cette université était identique à celle de l'ensemble des universités, l'indice des traitements moyens des professeurs-chercheurs de McGill passerait de 101.4 à 97.0. En somme, les indices présentés à la dernière colonne du tableau 11 ne reflètent pas uniquement des différences dans les politiques salariales des universités; ils incluent des différences de composition, selon le rang, des corps professoraux. La finalité de la présente étude réside

principalement dans l'identification, selon ces composantes, des écarts de traitements observés afin d'isoler les différences qui relèvent exclusivement des politiques salariales.

On peut pousser plus loin l'exercice en tenant compte de l'expérience à l'intérieur de chaque rang. Ainsi, les renseignements consignés au tableau 12, qui montre l'âge moyen des professeurs par rang et par université, permettent

Tableau 12

Age moyen de l'ensemble des professeurs selon le rang académique et l'université

Rang Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Total
Laval	31.5	35.4	40.8	49.2	40.8
Montréal	31.9	35.5	42.4	48.9	41.2
H.E.C.	26.2	31.8	36.8	48.9	36.1
Polytechnique	31.8	34.0	39.2	47.3	41.0
Sherbrooke	32.2	34.4	40.8	46.5	39.1
Bishop's	31.7	33.1	40.0	51.3	40.3
McGill	35.1	35.3	42.9	50.4	42.9
Concordia	30.7	36.0	42.1	50.3	41.1
du Québec	27.4	33.3	39.9	46.7	36.9
Total	31.4	34.7	41.4	49.1	40.5

Source: I.I.: Opus 1 (9,4,80) et Opus 2 (10,-,80).

de nuancer les remarques faites à propos des indices des traitements moyens. On se rappellera qu'au rang d'adjoint, les professeurs de l'Université Laval obtiennent le salaire moyen le plus élevé, ceux de McGill, le plus faible; l'âge moyen de ces professeurs se situe également au-dessus de celui qu'on observe pour l'ensemble des professeurs de ce rang. Si on normalisait la composition par âge ou par année d'expérience, comme on l'a fait précédemment pour la composition par rang académique, les écarts salariaux seraient modifiés: l'Université Laval aurait, toujours au rang d'adjoint, un niveau de rémunération qui se rapprocherait sans doute de celui de l'ensemble des universités alors que McGill verrait son écart accentué. La difficulté principale dans cet exercice de normalisation tient dans l'estimation d'une rémunération attribuable à chaque année d'âge ou d'expérience.

La technique qui est utilisée pour déterminer quels facteurs interviennent dans la détermination des traitements parmi ceux qui ont été mentionnés (rang, âge ou expérience, et discipline) et de quelle façon ils le font est celle de la régression statistique qui est décrite à la section 3.1. Cette technique permet d'identifier le rôle attribuable à un facteur quelconque dans la détermination du traitement, compte tenu de l'effet des autres facteurs. Quant à la méthode permettant d'identifier les écarts dans les niveaux effectifs de traitements imputables à des effets de composition, c'est-à-dire qui relèvent d'une composition du corps professoral, selon le rang et l'expérience, différente d'une université à l'autre, on la trouvera décrite à la section 4.1.

Avant d'entreprendre la présentation de la méthodologie et l'analyse des résultats, quelques renseignements supplémentaires viennent compléter cette première approche à l'étude des traitements.

Au tableau 13, on présente le traitement, l'âge et l'expérience moyens de même que le nombre des effectifs par rang et par groupe disciplinaire. Le choix des groupes disciplinaires est discuté aux sections 1.4 et 3.4. La majeure partie de l'étude réfère au groupe dit "homogène" comprenant 4,139 observations, soit 88.2% du total.

Au tableau 14, on reprend, pour ce dernier groupe, la présentation des chiffres sur le nombre de personnes, leur traitement, leur âge et leur expérience moyens, par rang et par université.

Au tableau 15, on pose le problème qui est au coeur de l'étude: on y présente, pour chaque rang dans chaque université, les écarts de traitement moyen qu'on peut y observer par rapport au traitement moyen dans chacune des autres universités et dans l'ensemble. C'est chacun de ces chiffres que l'étude a permis de scinder en deux parties (écart de composition, écart de traitement) et même en trois parties (composition par rang, dans les rangs, traitement).

Tableau 13

Valeur moyenne du traitement, de l'âge et de l'expérience selon le rang académique et le groupe disciplinaire

Rang Secteur	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Total
Administration					
traitement	19,825	24,089	30,418	37,919	29,402
âge	28.2	33.2	38.1	46.7	36.9
expérience	6.7	10.9	15.8	23.7	14.5
nombre	38	149	117	77	381
Droit					
traitement	20,867	25,155	29,868	38,073	30,207
âge	29.9	32.0	35.4	45.0	36.7
expérience	6.8	9.9	13.2	23.0	14.5
nombre	13	54	45	48	160
Génie					
traitement	18,934	24,040	30,883	37,239	31,404
âge	32.9	33.3	40.1	46.3	40.8
expérience	10.7	11.6	17.8	23.9	18.5
nombre	15	89	207	170	491
Groupe homogène					
traitement	19,830	23,413	29,270	36,614	28,234
âge	31.7	34.8	41.5	49.9	40.4
expérience	8.7	12.1	18.8	26.9	17.6
nombre	351	1,262	1,642	875	4,130
Médecine (t.p.)					
traitement	20,351	27,376	33,185	41,488	34,215
âge	32.1	36.5	43.9	49.9	43.8
expérience	9.1	13.0	20.3	26.5	20.3
nombre	8	157	260	201	626
Médecine (s.t.p.)					
traitement	20,434	24,870	30,704	40,110	29,658
âge	32.0	35.2	42.5	50.6	40.7
expérience	8.2	12.6	20.1	28.0	19.0
nombre	22	98	103	54	277
Total					
traitement	19,868	23,974	29,950	37,626	29,227
âge	31.4	34.7	41.4	49.1	40.5
expérience	8.6	12.0	18.7	26.2	17.7
nombre	447	1,909	2,374	1,425	6,155

Source: I.I.: Opus 2 (10,-,80).

Tableau 14

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs du groupe homogène

Rang / Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Total
Laval					
traitement	21,280	24,918	29,432	34,289	28,575
âge	31.5	35.2	40.9	49.4	40.7
expérience	8.2	11.9	17.4	25.9	17.3
nombre	147	202	266	277	892
%	16.5	22.6	29.8	31.1	100
Montréal					
traitement	19,075	24,443	30,735	38,638	29,443
âge	32.0	35.6	41.8	49.3	40.7
expérience	8.4	12.3	18.7	26.6	17.6
nombre	97	211	307	181	796
%	12.2	26.5	38.6	22.7	100
Sherbrooke					
traitement	18,927	23,087	29,448	35,330	27,090
âge	31.8	35.1	41.5	49.3	39.3
expérience	8.5	11.6	17.7	24.4	15.7
nombre	12	125	96	48	271
%	4.4	46.1	31.8	17.7	100
Bishop's					
traitement	15,833	22,378	28,284	37,860	28,591
âge	31.7	33.9	39.9	50.8	40.7
expérience	7.3	13.1	18.0	29.5	19.1
nombre	3	12	25	13	53
%	5.7	22.6	47.2	24.5	100
McGill					
traitement	19,214	21,222	27,839	38,477	29,606
âge	35.8	36.1	42.9	51.3	42.9
expérience	14.3	13.3	21.4	29.6	21.3
nombre	36	176	361	194	767
%	4.7	22.9	47.1	25.3	100
Concordia					
traitement	18,138	22,185	29,009	36,625	27,832
âge	31.5	36.2	42.3	51.8	41.6
expérience	9.8	14.6	20.7	29.3	19.9
nombre	24	130	256	76	486
%	4.9	26.8	52.7	15.6	100
du Québec					
traitement	18,128	23,609	29,563	36,164	27,002
âge	27.5	33.5	40.0	47.4	37.2
expérience	5.2	10.7	16.3	23.2	13.9
nombre	32	406	341	86	865
%	3.7	46.9	39.4	10.0	100
Total					
traitement	19,930	23,413	29,270	36,614	28,234
âge	31.7	34.8	41.5	49.8	40.4
expérience	8.7	12.1	18.9	26.9	17.8
nombre	351	1,262	1,642	875	4,130
%	8.5	30.5	39.8	21.2	100

Source: I.I. Opus 1 (9,4,80).

Tableau 15

TRAITEMENTS MOYENS ET ECARTS DANS LES TRAITEMENTS MOYENS DES PROFESSEURS-CHERCHEURS DES UNIVERSITES DU QUEBEC

UNIVERSITE	LAVAL	U DE M	U DE S	U DU Q	McGILL	CONCORDIA	BISHOP	TOTAL	TRAITEMENTS MOYENS
ECARTS PAR RAPPORT A L'UNIVERSITE:									
LAVAL									
RANG 1	0	-2234	-2353	-3152	-2066	-3142	-5447	-1456	21279
RANG 2	0	-479	-1431	-1310	-3696	-2754	-2541	-1506	24916
RANG 3	0	1309	19	131	-1594	-424	-1149	-163	29432
RANG 4	0	4349	1041	1875	4147	2335	3571	2325	34289
TOTAL	0	869	-1484	-1573	32	-742	16	-341	28574
MONTREAL									
RANG 1	2294	0	-144	-944	138	-938	-3243	754	19079
RANG 2	479	0	-1396	-935	-3221	-2279	-2066	-1031	24443
RANG 3	-1309	0	-1768	-1172	-2897	-1727	-2452	-1466	30735
RANG 4	-4348	0	-3307	-2473	-161	-2613	-777	-2023	30537
TOTAL	-869	0	-2353	-2442	-837	-1611	-853	-1210	29443
SHERBROOKE									
RANG 1	2353	149	0	-799	287	-789	-3094	903	18926
RANG 2	1431	1356	0	521	-1869	-923	-710	325	23047
RANG 3	-19	1288	0	116	-1609	-439	-1164	-178	29447
RANG 4	-1041	3307	0	834	3146	1294	2530	1284	35330
TOTAL	1484	2353	0	-89	1916	742	1500	1143	27690
U DU QUEBEC									
RANG 1	3152	944	799	0	1086	10	-2295	1702	18127
RANG 2	1310	835	-521	0	-2366	-1444	-1231	-198	23608
RANG 3	-131	1172	-116	0	-1725	-555	-1266	-294	29563
RANG 4	-1875	2473	-834	0	2312	460	1696	456	36164
TOTAL	1573	2442	89	0	1605	831	1569	1232	27001
BISHOP'S									
RANG 1	2066	-138	-287	-1086	0	-1076	-3381	616	19213
RANG 2	3696	3221	1865	2366	0	942	1155	2190	21222
RANG 3	1594	2897	1609	1725	0	1170	445	1431	27838
RANG 4	-4147	161	-3146	-2312	0	-1852	-616	-1862	38476
TOTAL	-32	837	-1916	-1605	0	-774	-16	-373	28606
McGILL									
RANG 1	3142	934	746	-10	1076	0	-2305	1692	18137
RANG 2	2754	2270	973	1444	-942	0	213	1248	22164
RANG 3	424	1727	439	555	-1170	0	-725	761	29009
RANG 4	-2335	2013	-1294	-460	1852	0	1236	-10	36624
TOTAL	742	1611	-742	-831	774	0	758	401	27832
CONCORDIA									
RANG 1	5447	3243	3094	2295	3381	2305	0	3497	15632
RANG 2	2541	2066	710	1231	-1155	-213	0	1035	22377
RANG 3	1149	2452	1144	1280	-445	725	0	986	28283
RANG 4	-3571	777	-2530	-1696	616	-1236	0	-1246	37860
TOTAL	-16	853	-1500	-1589	15	-758	0	-357	28190
INSTEMPLI									
RANG 1	1456	-754	-903	-1702	-616	-1692	-3497	0	19629
RANG 2	1206	1031	-325	146	-2190	-1248	-1035	0	23412
RANG 3	183	1466	179	294	-1431	-261	-986	0	29269
RANG 4	-2329	2029	-1244	-450	1862	10	1246	0	36614
TOTAL	341	1710	-1143	-1232	373	-401	357	0	26233

3. ANALYSE DE LA STRUCTURE DES TRAITEMENTS

L'objectif de cette partie est double. On cherche tout d'abord à déterminer comment le traitement des professeurs des universités du Québec évolue en fonction de certaines caractéristiques mesurables, comme leur âge ou le nombre d'années écoulées depuis l'obtention de leur diplôme de premier cycle. Il s'agit en d'autres mots d'amorcer une réponse à la question, évoquée à la fin de la partie précédente, de savoir si l'écart dans les traitements moyens peut se rattacher à des différences dans l'âge ou le nombre d'années d'expérience des effectifs. Nous utiliserons à cette fin la technique de la régression statistique qui permet de mesurer le montant de traitement qu'on peut rattacher à une différence d'une année d'âge, ou d'expérience.

En second lieu, on veut préciser de quelle façon la population totale des professeurs-chercheurs des universités du Québec doit être découpée pour permettre une analyse pertinente des traitements. Il va de soi que, comme l'objectif de l'étude consiste à établir une comparaison interuniversitaire de la structure et des niveaux de traitement, il faut d'abord analyser séparément la situation des professeurs rattachés à chaque université. Ensuite, comme des différences de traitement significatives nous ont menés à effectuer un découpage en six groupes disciplinaires, il faut faire des analyses séparées pour chacun de ces groupes. On décrira comment ces six groupes ont été établis. Enfin, comme la carrière de professeur d'université se développe dans des étapes sanctionnées par le passage d'un rang académique à un autre, il y a lieu de faire l'analyse des traitements dans chacun des rangs académiques. On devra donc discuter dans cette partie des problèmes d'interprétation des résultats selon que l'analyse se situe à un niveau plus ou moins global.

Pour réaliser ce double objectif, on suivra la démarche suivante: 1) on fait une présentation simple de l'analyse de régression qui sera utilisée dans l'étude, 2) on présente les modèles d'analyse retenus, 3) on discute de la façon dont on a déterminé un groupe disciplinaire relativement homogène en ce qui a trait à la structure et au niveau des traitements et 4) on présente les résultats en les discutant brièvement.

3.1 Introduction à la méthode utilisée

S'intéresser au salaire moyen, c'est en fait avoir recours à un modèle d'analyse où, implicitement, on suppose qu'une certaine valeur fixe, la moyenne, fournit une bonne représentation de la manière dont sont payées une certaine catégorie de personnes. Faire l'analyse de la structure des salaires, c'est aller un peu plus loin et se donner un modèle qui permet de faire ressortir comment le niveau des traitements correspond à certaines caractéristiques qu'on peut observer auprès de chaque professeur et qu'il est possible de quantifier.

On peut dire, par exemple, que le salaire est proportionnel à l'âge, à l'expérience. Avec un tel modèle, le professeur de cinquante ans gagnera deux fois plus que celui de 25 ans... et il est possible d'estimer le montant correspondant à chaque année d'âge avec une méthode inspirée du même principe que celui qui permet de dériver la formule de la moyenne.

Au modèle où le traitement est directement proportionnel à la variable âge, ou expérience, on peut préférer un modèle qui incorpore deux composantes: une composante fixe et une composante proportionnelle à l'âge ou à l'expérience. Ce modèle est le modèle linéaire simple, dont les paramètres (la constante et le montant de la variation de salaire attribuable à une variation d'une année d'âge ou d'expérience - la pente -) peuvent être estimés à l'aide de la technique de régression par les moindres carrés ordinaires.

3.1.1 Représentation algébrique d'un modèle

Le modèle simple qu'on utilise implicitement en discutant de salaires moyens peut être représenté par l'équation

$T_i = \bar{T} + t_i$ où

T_i est le traitement du professeur i

$\bar{T}$ le traitement moyen

t_i l'écart par rapport à la moyenne, c'est-à-dire l'écart entre le traitement effectif du professeur i et le traitement moyen du groupe dont il fait partie.

On peut aussi représenter le modèle proportionnel par l'équation

$T_i = \beta * AGE_i + v_i$ où

AGE_i est l'âge du professeur i

β le coefficient de proportionnalité entre l'âge et le traitement; et

v_i l'écart entre le traitement effectif du professeur i et le traitement estimé proportionnel à son âge.

On peut donc représenter le modèle linéaire, qui sera le modèle de base de notre analyse, comme suit:

$T_i = \beta_0 + \beta_1 * AGE_i + u_i$

où β_0 est la composante fixe

β_1 la composante proportionnelle à l'âge du professeur i

u_i l'écart par rapport à la droite de régression, c'est-à-dire l'écart entre le traitement effectif du professeur i et son traitement estimé selon le modèle.

Comme l'on peut ajouter d'autres composantes variables dans un modèle de détermination des revenus individuels, (par exemple, le fait d'être de sexe féminin, le carré de l'âge, etc...), on peut décrire d'une façon générale le modèle linéaire que nous utiliserons de la façon suivante:

$T_i = B'X_i + u_i$

X_i est un vecteur composé de la valeur que prend chacune des k variables dans le cas du professeur i. Ce vecteur peut être par exemple le vecteur suivant:

$$\begin{pmatrix} 1 \\ AGE_i \\ AGE_i^2 \\ Ph.D. \\ SEXE \end{pmatrix}$$

(pour la constante)

(variables dichotomiques:
Ph.D.: doctorat = 1, sans doctorat = 0
Sexe : masculin = 1, féminin = 0)

et

B' est un vecteur composé des coefficients des k variables retenues dans l'équation.

3.1.2 La méthode des moindres carrés

Qu'on cherche à calculer une moyenne, un coefficient de proportionnalité, ou les paramètres d'une équation linéaire, la méthode des moindres carrés estime la valeur de ces paramètres à l'aide d'une formule qui minimise le carré des écarts entre les salaires individuels observés et la valeur simulée par le modèle.

Ainsi, si on veut minimiser le carré des écarts entre les salaires individuels d'un groupe de professeurs donné et une certaine valeur fixe qu'on veut retenir comme représentation synthétique de leur traitement, on peut démontrer[1] qu'il faudra alors calculer cette valeur comme suit:

$$\bar{T} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} T_i \quad \text{où n désigne le nombre d'observations}$$

Cette formule bien connue est celle de la moyenne.

Toujours avec le critère des moindres carrés, on peut dériver la formule qui permet d'estimer le coefficient de proportionnalité entre le salaire et l'âge. On obtient

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^{n} AGE_i * T_i}{\sum_{i=1}^{n} AGE_i^2}$$

Dans le cas du modèle linéaire à deux composantes ou plus, la formule qu'on obtient est plus compliquée: c'est en fait un système de deux équations (ou plus), dites équations normales, à deux inconnues (ou plus).

Dans le cas particulier du modèle linéaire simple à deux composantes qui a été présenté ci-haut, on calcule β_0 et β_1 comme suit:

---

[1] En annulant la dérivée première de $\sum_{i=1}^{n} t_i^2$ par rapport à $\bar{T}$ dans $T_i = \bar{T} + t_i$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i t_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2} \qquad \text{où } x_i = AGE_i - \overline{AGE}, \text{ et,}$$

connaissant $\hat{\beta}_1$, on peut faire

$$\hat{\beta}_0 = \bar{T} - \beta_1 \overline{AGE}$$

De façon générale, en développant la notation vectorielle utilisée plus haut, le vecteur des k coefficients d'un modèle de régression linéaire à k variables sera estimé en résolvant un système de k équations à k inconnues de la façon suivante:

$$\hat{B} = (X'X)^{-1} X'T$$

où X est une matrice (n x k) des n observations relatives aux k variables indépendantes

T est un vecteur des n observations sur la variable dépendante (les traitements individuels de n professeurs)

Voilà l'essentiel de la méthode utilisée, du moins dans ses aspects descriptifs. On n'entrera pas ici dans une présentation des éléments de théorie statistique relatifs à l'estimation, puisque la méthode utilisée l'est essentiellement à des fins descriptives. A cet égard, deux remarques encore sur 1) l'interprétation des coefficients et sur 2) les critères de choix d'un modèle.

3.1.3 L'interprétation des coefficients

Lorsqu'on regroupe dans un même modèle deux composantes, qui peuvent chacune constituer l'élément unique d'un modèle plus simple (la constante dans le modèle "moyenne" et le montant rattaché à l'âge dans le modèle "traitement proportionnel"), chacune des deux composantes est modifiée par le fait de la prise en compte de l'autre. Ainsi, la constante n'est plus la moyenne, mais la moyenne dont on a soustrait la part des traitements correspondant à l'âge moyen, donc le montant de traitement à l'âge zéro. De même, le coefficient de l'âge indique que le traitement est proportionnel à l'âge (ou à une autre mesure de l'expérience, le cas échéant) à partir de la moyenne, et non pas strictement proportionnel à l'âge à partir de zéro, comme dans le modèle proportionnel simple. On peut ainsi ajouter une troisième, puis une quatrième variable, et ainsi de suite, dans un modèle linéaire, mais, comme dans le cas qu'on vient de discuter, l'ajout d'une variable dans un modèle modifie le sens et la valeur du coefficient de celles qu'on retrouvait dans le modèle qui ne l'incluait pas.

3.1.4 Les variables non significatives

La démarche par laquelle on compare un modèle qui incorpore un plus grand nombre de variables par rapport à un modèle qui en incorpore un moins grand nombre, a pour objectif d'établir si l'inclusion d'une ou de plusieurs nouvelles variables a pour effet d'améliorer la capacité descriptive du modèle. Supposons par exemple qu'on compare les résultats du calcul d'une moyenne ou d'un coefficient de proportionnalité avec les résultats de l'estimation d'un modèle linéaire simple et que la valeur de la constante calculée à l'occasion de ce dernier exercice se rapproche de zéro, ou en tout cas n'en diffère pas d'une façon significative statistiquement. Le résultat de l'exercice aura alors été d'établir que le modèle proportionnel peut être suffisant. Si, inversement, c'est la valeur du coefficient rattaché à l'âge qui ne diffère pas de zéro d'une façon statistiquement significative, on pourra conclure que la variation des salaires autour de la moyenne ne peut être attribuée qu'à des facteurs autres que ceux que le modèle incorpore et que, à défaut d'identifier ces facteurs et d'estimer la valeur de leur contribution, la moyenne des traitements est une mesure synthétique dont il faut se satisfaire.

3.1.5 Le R^2 et la qualité descriptive de la régression

Voilà donc la démarche générale retenue dans cette analyse de la structure des salaires à l'aide de la régression par les moindres carrés ordinaires: on cherche une équation qui décrit d'une façon plus fine que ne le fait la moyenne, la façon dont les salaires réels correspondent à différentes caractéristiques des professeurs. Bien sûr, de même qu'on ne s'attend pas à ce que chaque professeur gagne un montant correspondant exactement à la moyenne, de même les coefficients estimés par les moindres carrés ordinaires ne déterminent pas d'une façon exacte le salaire de chaque individu: il reste encore entre les traitements observés et les traitements estimés par le modèle de régression un écart inexpliqué qu'il est intéressant de comparer aux écarts des salaires par rapport à la moyenne. En effet, plus l'écart entre les salaires observés et les salaires déterminés par le modèle de régression (nous dirons les salaires simulés) est petit par comparaison avec l'écart entre les salaires observés et le salaire moyen, plus la régression sera valable comme description de la structure des salaires. Le coefficient de détermination ou le R^2, qui mesure le pourcentage de la variation des traitements qu'explique la régression, et qui peut avoir une valeur maximale de 1, sera une mesure de la qualité descriptive de la régression.

3.2 Le choix des variables et les modèles retenus

Parmi les variables qui sont susceptibles d'entrer dans une équation de détermination des revenus individuels des professeurs d'université et qu'on retrouve dans le fichier de la CMS, on peut distinguer deux grandes classes. Il y a d'abord celles qui désignent l'appartenance à une catégorie (homme ou femme; chargé d'enseignement, agrégé, adjoint ou titulaire; détenteur de baccalauréat, de maîtrise, de doctorat; etc.). On discutera de l'utilisation qui peut être faite de cette classe de variables en 4.2.1.

Une deuxième classe de variables regroupe les caractéristiques qui peuvent être mesurées par une grandeur cardinale, comme le nombre d'années écoulées depuis la naissance, depuis l'obtention du diplôme de premier, de deuxième ou de troisième cycle, depuis l'obtention du rang académique dans lequel le professeur se trouvait au moment de l'enquête, etc. On discute de ces variables dans les deux sections suivantes.

3.2.1 L'acquisition de l'expérience

L'intérêt des variables qui mesurent l'expérience acquise est de fournir une approximation de ce qu'un professeur peut acquérir au cours du temps et qui permet de le qualifier de "professeur d'expérience". Cette expérience se manifeste par la familiarité avec la littérature dans une discipline donnée, par l'acquisition d'une connaissance pratique des processus d'apprentissage chez les étudiants, par une somme de contributions fondamentales ou appliquées dans la discipline ou le domaine d'études, sous forme d'articles, de livres, de conférences ou de projets de recherches réalisés. On pourrait d'ailleurs trouver intéressant d'incorporer un dénombrement de ce type de contribution dans une équation de détermination des revenus, mais le fichier CMS ne permet pas de le faire.

Si le temps peut contribuer positivement à l'acquisition de l'expérience, son influence se manifeste par ailleurs dans un sens négatif pour ce qui est de l'aptitude à remplir une autre fonction propre au professeur d'université, à savoir la mise à jour de ses connaissances et le développement de connaissances nouvelles. On peut donc envisager que par rapport à l'écoulement du temps la contribution effective d'un professeur d'université dans l'exercice de ses fonctions propres augmente d'abord, atteigne un plateau et éventuellement diminue.

Il vaut la peine de mentionner que si ce profil de revenu ne correspond pas à toutes les observations individuelles qu'on peut faire, il s'avère une bonne représentation du profil de revenu pour des groupes. Les observations faites à ce sujet dans de nombreuses études empiriques tendent à confirmer la justesse de cette description.(1)

---

1. L'analyse de l'enquête de 1973 sur la main-d'oeuvre hautement qualifiée, que la direction générale de l'aide à l'éducation du Secrétariat d'Etat vient de faire paraître (1979) sous le titre Diplômés canadiens va dans ce sens (pp. 90-93).

3.2.2 La mesure de l'expérience et les modèles estimés

La mesure d'expérience la plus communément retenue pour l'analyse des profils de revenu est le nombre d'années écoulées depuis la naissance, l'âge. Cependant, la contribution de chacune de ces années à l'amélioration de la compétence d'un professeur varie sûrement en fonction des activités qu'il exerçait alors. C'est sans doute en raison de considérations qui se rattachent à cette dernière proposition qu'une autre mesure de l'expérience s'est imposée, en particulier au Québec, visant à situer les professeurs dans les échelles de traitement négociées collectivement dans les universités. Cette mesure est celle du nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme de premier cycle.

On a donc d'abord considéré ces deux variables, l'âge et le nombre d'années depuis le premier diplôme, comme mesure de l'expérience. De plus, pour permettre à l'équation estimée par régression d'être convexe par rapport à l'axe des x et de produire un maximum, on a en même temps retenu comme variable le carré de l'âge et le carré de l'expérience.

L'âge et le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme de premier cycle, variable qu'on désignera dorénavant du terme "expérience", étant deux mesures qui sont reliées l'une à l'autre, elles ont été à la base des deux modèles différents suivants:

1) Le modèle AGE - AGE AU CARRE où

$$T_i = a_0 + a_1 AGE_i + a_2 AGE_i^2 + u_i$$

où T_i désigne le traitement (mesuré par la rémunération annualisée de base) du professeur i;

u_i est l'écart entre le traitement effectif du professeur i et son traitement simulé avec le modèle; et

a_0, a_1 et a_2 les coefficients estimés.

2) Le modèle EXPERIENCE- EXPERIENCE AU CARRE où

$$T_i = B_0 + B_1 EXP_i + B_2 EXP_i^2 + v_i \quad \text{où}$$

EXP_i est mis pour l'expérience du professeur i, mesurée par le nombre d'années écoulées depuis l'obtention de son diplôme de premier cycle; et

B_0, B_1 et B_2 pour les coefficients estimés.

Ensuite, dans la perspective où un choix s'imposait entre les deux modèles, on a fait l'examen de la relation entre l'âge et l'expérience. Or, cette relation se trouve à être, par définition, que l'âge est la somme de l'âge à l'obtention du diplôme de premier cycle et du nombre d'années écoulées depuis l'obtention du diplôme de premier cycle. Plus schématiquement:

$$AGE_i = EXP_i + ADIP_i \text{ où}$$

$ADIP_i$ désigne l'âge du professeur i au moment de l'obtention de son diplôme de premier cycle.

Pour chaque individu, cette relation est satisfaite exactement. Pour un groupe, si l'âge à l'obtention du premier diplôme était le même pour chacun des individus qui le composent, un modèle avec l'âge donnerait exactement les mêmes résultats qu'un modèle avec l'expérience.

Cependant, comme des professeurs qui ont le même nombre d'années d'expérience ont pu obtenir et ont effectivement obtenu leur diplôme universitaire de premier cycle à des âges différents, et comme le nombre d'années d'expérience qu'ils avaient en 1977-78 pouvait être plus ou moins élevé indépendamment de l'âge auquel ils ont obtenu leur diplôme, puisque la distribution par âge est assez étendue, on dispose avec ADIP d'une variable indépendante (les coefficients de corrélation entre EXP et ADIP se situent entre 0.01 et 0.10) qui est susceptible de régler le débat âge versus expérience et permet de révéler de nouveaux phénomènes. Le troisième modèle retenu est donc le modèle:

3) Le modèle EXPERIENCE - AGE AU DIPLOME où

$$T_i = \gamma_0 + \gamma_1 EXP_i + \gamma_2 EXP_i^2 + \gamma_3 ADIP_i + w_i$$

Ce modèle a l'avantage qu'il permet de dépasser l'opposition entre le modèle AGE - AGE AU CARRE et le modèle EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE. En effet, si γ_3 n'est pas significativement différent de zéro, c'est l'expérience, telle que définie, qui entre en ligne de compte systématiquement, c'est-à-dire en dehors des écarts aléatoires, dans la détermination des traitements. S'il est significativement différent de zéro, c'est alors l'examen du signe et de la valeur du coefficient qui est intéressant. Si le signe est positif, une comparaison de l'ordre de grandeur de γ_1 et de γ_3 donnera une mesure de la proportion d'année d'expérience qu'on reconnaît valoir en terme de formation supplémentaire ou en terme de formation sur le tas pour chacune des années de retard, ou d'avance, qu'un professeur a pris pour l'obtention de son diplôme universitaire, par rapport à l'âge moyen d'obtention de ce diplôme. On peut imaginer qu'à mesure que la valeur de γ_1 se rapproche de celle de γ_3, on se rapproche d'une situation où l'âge est la variable principale de la détermination des traitements dans un groupe donné.

Si le signe était négatif, le coefficient mesurerait la valeur de la pénalisation attachée au fait qu'un professeur ait obtenu son premier diplôme universitaire plus tard que la moyenne. Cette pénalisation ne serait concevable que si on assumait que la vitesse d'obtention du premier diplôme est une mesure de potentiel d'un professeur, puisqu'à expérience égale par la suite, celui qui aurait obtenu son diplôme plus tard toucherait un salaire moindre que les autres.

L'examen des résultats permettra de compléter cette interprétation.

3.2.3 L'utilisation des variables d'appartenance

Tel que mentionné plus haut, certaines des variables susceptibles d'entrer dans une équation de détermination des revenus peuvent servir à indiquer qu'une observation particulière (un individu) appartient à une catégorie donnée pour une caractéristique quelconque. L'université, le rang académique, la discipline, le dernier diplôme obtenu et le sexe sont les principales caractéristiques de ce type.

Les variables d'appartenance peuvent servir d'abord à séparer deux populations auxquelles sera appliqué un même modèle de détermination du niveau des traitements, par exemple, les professeurs qui sont au rang de chargé d'enseignement, ceux qui sont au rang d'adjoint, ceux qui sont au rang d'agrégé et ceux qui sont au rang de titulaire; les hommes d'un côté et les femmes de l'autre; les détenteurs de doctorat et ceux qui n'en ont pas. On peut aussi définir de la même manière des populations distinctes en prenant en considération l'université ou la discipline. Telle est la première utilisation qui peut être faite des caractéristiques des professeurs qu'on peut considérer comme variables d'appartenance.

On peut utiliser autrement les variables d'appartenance en les introduisant directement dans une équation de détermination des revenus. Lorsqu'une telle variable est introduite dans un modèle, le coefficient qui lui correspond mesure le montant de salaire attribuable au fait que le professeur appartient à la catégorie en question, indépendamment du montant qui peut être attribuable à l'expérience ou aux autres variables cardinales du modèle.

En référant à ce type de variable, que les manuels appellent "dummy variable", on parlera de variable d'appartenance à une catégorie, de variable auxiliaire. On parlera de "prime" en référant à son coefficient.

La principale limite d'un modèle avec variables auxiliaires, c'est de supposer que les autres variables du modèle, comme l'expérience ou l'âge, affectent le revenu de la même façon, indépendamment de la catégorie d'appartenance, c'est-à-dire chaque année d'expérience contribue au revenu d'un montant donné, indépendamment du sexe (si telle est la catégorie d'appartenance) par exemple, ou du diplôme, et que la prime qu'on peut rattacher au diplôme ou au sexe est du même montant, indépendamment de l'âge ou de l'expérience. C'est pourquoi on portera une attention particulière à comparer les résultats des modèles avec variables auxiliaires à ceux des modèles appliqués aux sous-ensembles de professeurs appartenant aux catégories qui servent à définir les variables. Ainsi, il serait intéressant de comparer les résultats d'une régression dans laquelle, par exemple, le sexe apparaît comme variable auxiliaire à ceux de deux régressions dont l'une serait faite sur l'ensemble masculin et l'autre sur l'ensemble féminin.

Formellement, ces trois résultats seraient les suivants: le premier serait le résultat d'une régression avec le modèle, disons le modèle AGE - AGE AU CARRE appliqué au groupe des professeurs masculins:

$$T_i^M = a_0^M + a_1^M \ AGE_i + a_2^M \ AGE_i^2 + u_i^M ;$$

le second celui de l'estimation du modèle auprès du groupe des professeurs féminins:

$$T_i^F = a_0^F + a_1^F \ AGE_i + a_2^F \ AGE_i^2 + u_i^F ;$$

le troisième un modèle estimé par une régression sur l'ensemble des effectifs dans laquelle on retrouverait une variable d'appartenance qui prendrait une valeur 0 pour les professeurs de sexe masculin et une valeur 1 pour les professeurs de sexe féminin:

$$T_i = a_0 + a_1 \ AGE_i + a_2 \ AGE_i^2 + a_3 \ SEXE_i + u_i$$

Le coefficient a_3 mesure le montant de la différence entre le traitement des professeurs de sexe féminin et des professeurs de sexe masculin.

Ces trois modèles sont présentés à titre d'exemple. L'utilisation précise qui a été faite des variables d'appartenance est décrite à la section suivante.

3.3 La détermination d'un groupe disciplinaire homogène

A partir des 40 groupes disciplinaires présentés au tableau A-1, on peut effectuer des regroupements sur la base de considérations qualitatives ayant trait au plus ou moins grand rapprochement des disciplines quant à leur méthode ou quant à leur objet, en tenant compte de la contrainte que le nombre d'observations contenues dans chaque groupe soit suffisant. On a préféré une approche plus empirique, même si on ne peut pas se passer tout à fait de considérations qualitatives. On a cherché à former des groupes disciplinaires tels qu'on puisse observer, entre les groupes formés, des écarts dans la structure des traitements qui soient statistiquement significatifs.

A cette fin, on a eu recours à un modèle de régression dans lequel on définissait une variable d'appartenance pour chacun des groupes disciplinaires formés dans une première étape, sauf pour l'un de ces groupes, considéré comme groupe de référence. On a appliqué ce modèle aux 32 populations définies de la façon suivante:

chaque rang et chaque université	21
chaque rang dans l'ensemble des universités	3
ensemble des rangs dans chaque université	7
ensemble des universités et ensemble des rangs	1

Notons que l'exercice n'a pas été fait au rang de chargé d'enseignement où les effectifs sont trop restreints.

Le modèle estimé fut le suivant:

$T_i = X_i B + u_i$

où X_i représente un vecteur des valeurs de k variables observées pour le professeur i. Ces variables sont les suivantes. Pour

$k = 1,\ldots,4$: les X_k sont les variables du modèle EXPERIENCE-AGE AU DIPLOME; pour

$k = 5,\ldots,19, X_k$ prend la valeur 1 quand le professeur appartient au groupe disciplinaire identifié par le code k-4 dans l'annexe I; pour

$k = 20,\ldots,43, X_k$ prend la valeur 1 quand le professeur appartient au groupe disciplinaire identifié par le code k-3 dans l'annexe I

B le vecteur des coefficients de ces 43 variables

u_i l'écart entre le traitement effectif du professeur i et son traitement simulé par le modèle

A l'examen de la liste des variables, on aura noté que le groupe de référence est le groupe disciplinaire correspondant au code 16 dans le tableau A-1 de l'annexe, à savoir le groupe lettres.

Les tableaux A-2 et A-3 de l'annexe présentent les résultats de ces exercices. Au tableau A-2, on présente les 24 exercices de l'analyse par rang. L'existence d'écarts significatifs est signalée par des astérisques dans les cas où le coefficient de la variable d'appartenance au groupe disciplinaire était significativement différent de 0 à 5%.

Au tableau A-3, on rapporte les résultats des 8 exercices faits sur l'ensemble des rangs en indiquant, cette fois, la valeur des coefficients avérés statistiquement différents de zéro.

C'est à partir des résultats consignés au tableau A-2 qu'a été effectué le regroupement des disciplines pour en arriver à la formation d'un groupe homogène comprenant une forte proportion des effectifs enseignants des universités. Le critère retenu a été le suivant: si, pour les régressions par université, la variable auxiliaire déterminant l'appartenance à la discipline considérée ressort comme significative dans au moins deux rangs d'une même université et si pour les régressions portant sur l'ensemble des universités cette même variable auxiliaire s'avère significative dans au moins deux rangs, la discipline considérée a été exclue du groupe homogène: toutes les autres disciplines ont été retenues dans ce groupe.

3.4 Les résultats sur la structure des traitements

On présente dans les tableaux A-4 à A-6 de l'Annexe, les paramètres des trois modèles de régression estimés auprès de sept établissements et dans l'ensemble des universités, de même que dans chacun des rangs académiques et dans l'ensemble des rangs. La présente section a pour objet de discuter des résultats de ces 120 exercices. Les principaux thèmes de la discussion sont d'abord celui de la qualité relative des modèles estimés et ensuite celui des différences que les résultats révèlent d'une université à l'autre et d'un rang à l'autre.

3.4.1 La qualité comparative des modèles

On pourra constater, en faisant un examen du tableau 16, que le modèle EXP-EXP**2-AGE AU BAC est celui qui obtient le plus souvent le R^2 corrigé le plus élevé, pour presque la totalité des universités lorsque la régression est faite sur l'ensemble des rangs, mais pour une majorité moindre d'universités lorsque l'analyse est faite dans chaque rang, tel qu'on peut le voir au tableau 17.

Tableau 16

Coefficients de détermination des modèles de régressions selon la population (groupe homogène)

Université rang et modèle	Laval	Montréal	Sherbrooke	du Québec	McGill	Concordia	Bishop's	Ensemble
Chargé d'enseignement								
âge	.620	.371	.297	-.061	.484	-.073	n.a.	.247
expérience	.414	.371	.845	.190	.426	-.050	n.a.	.170
âge au bac.	.801	.404	.825	.178	.466	-.103	n.a.	.246
Adjoint								
âge	.738	.344	.505	.468	.338	.155	-.025	.311
expérience	.669	.331	.740	.571	.360	.193	.005	.269
âge au bac.	.762	.395	.743	.615	.366	.190	.259	.335
Agrégé								
âge	.786	.343	.703	.279	.255	.307	.189	.261
expérience	.689	.394	.752	.266	.285	.357	.360	.236
âge au bac.	.765	.392	.774	.303	.286	.357	.324	.282
Titulaire								
âge	.617	.424	.346	.548	.339	.191	.651	.297
expérience	.586	.490	.701	.553	.284	.193	.749	.355
âge au bac.	.627	.488	.700	.599	.383	.174	.774	.354
Ensemble								
âge	.619	.630	.697	.668	.540	.524	.731	.615
expérience	.623	.717	.823	.714	.572	.560	.788	.632
âge au bac.	.641	.717	.822	.744	.573	.565	.790	.646

Source: Tableaux A-4 à A-6 de l'annexe

Tableau 17

Nombre de cas* où chaque modèle estimé donne le R^2 corrigé le plus élevé

Rang / Modèle	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Ensemble
AGE-AGE**2	2	0	1	0	0
EXP-EXP**2	3	1	2	6	1
AGE AU BAC.	2	7	5	2	7

* Sur huit exercices: 1 par université et un pour l'ensemble.
Source: tableau 16

Il faut noter en outre que:

(1) sur l'ensemble des universités, dans tous les rangs sauf celui de titulaire, le modèle AGE AU BAC-EXP-EXP**2 donne les meilleurs résultats;

(2) au rang de titulaire, pour cinq universités de même que pour l'ensemble, l'ajout de la variable âge au baccalauréat au modèle EXP-EXP**2 n'améliore pas la qualité descriptive de ce dernier, les coefficients de détermination restant sensiblement les mêmes. Par ailleurs, les coefficients des variables expérience et expérience au carré sont peu modifiés par l'inclusion de cette variable supplémentaire non significative (voir tableaux A-4 et A-5 de l'annexe).

Ces résultats sont de nature à susciter un intérêt pour ce modèle. Il a été retenu pour la suite de l'analyse.

Dans le cas d'estimations à partir de coupes transversales, un coefficient de corrélation multiple (R^2) de l'ordre de .5 est généralement considéré comme satisfaisant. L'analyse de la valeur de ce coefficient, de même que la significativité et la vraisemblance des coefficients des variables de la régression, particulièrement celui de la variable expérience au carré, ont conduit à la conclusion que les résultats des régressions appliquées à certains rangs de certaines universités n'ajoutaient guère aux mesures du salaire moyen. C'est le cas, au rang de chargé d'enseignement, pour les universités de Sherbrooke, du Québec, Bishop's et Concordia et l'Université Bishop's au rang d'agrégé.

On note par ailleurs que la valeur des R^2 est systématiquement et considérablement plus élevée lorsque l'analyse est faite dans l'ensemble des rangs que lorsqu'elle l'est pour chacun d'entre eux. Cette situation s'explique par l'étendue des observations, et elle démontre le bien-fondé d'une analyse qu'on fera plus loin en faisant abstraction de la structure par rang.

3.4.2 La structure salariale sous forme d'échelle simulée

Pour faire une interprétation plus détaillée des résultats du modèle, on a produit une série de tableaux présentant les salaires déterminés par l'équation de régression pour chacune des catégories dans lesquelles on trouve des professeurs pour le groupe disciplinaire homogène. Ces exercices sont disponibles pour chacune des universités [1]. Le tableau 18 en est un exemple pour l'ensemble du réseau universitaire. On y trouve les traitements simulés pour chacun et l'ensemble des rangs académiques.

Le modèle utilisé est le modèle EXP-EXP**2-AGE AU BAC et on suppose que le diplôme avait été obtenu à 23 ans. Il faut être conscient donc qu'il ne s'agit pas des résultats du modèle EXP-EXP**2. Pour effectuer les corrections appropriées, on rapporte au tableau 18 les chiffres sur la valeur du coefficient de l'âge au baccalauréat. Une telle correction pourrait s'avérer nécessaire dans la comparaison entre universités francophones et anglophones puisque les professeurs de ces dernières ont en moyenne obtenu leur premier diplôme deux ans plus tôt que ceux des universités francophones.

Tableau 18

Coefficients de ADIP dans le modèle
ADIP - EXP - EXP**2
selon l'université et le rang

Rang / Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Ensemble
Laval	.248*	316*	239*	159*	253*
Montréal	112*	169*	18	6	22
Sherbrooke	6	49*	130*	-80	31
du Québec	-50	158*	117*	148*	257*
Bishop's	n.a.	886*	52	-171	188
McGill	266*	78*	87	-105	112*
Concordia	-13	52	81	-48	153*
Ensemble	199*	228*	196*	-19	231*

Source: I.I. ENSDIS et REFDIS (10,3,80).
* Significatif à 95%.

Les salaires qui apparaissent au tableau 19 sont aussi présentés sous forme d'indice. On a choisi le premier palier du rang d'adjoint comme point de référence et on lui a assigné la valeur 1.

On a également illustré, dans les graphiques 1 à 10, les résultats de ces exercices de simulation. On trouve d'abord, pour chaque université (graphiques 1 à 7, les courbes de traitements simulés à l'aide des coefficients de régression pour chacun des rangs académiques, en comparaison des mêmes

1 Aux tableaux A-7 à A-13 de l'Annexe.

Tableau 19

TRAITEMENTS ESTIMES SELON LE MODELE EXPERIENCE ET AGE AU DIPLOME (FIXE A 23 ANS)
ENSEMBLE DES UNIVERSITES

EX PI PI EN CE	CHARGE D'ENSEIGNEMENT			ADJOINT			AGREGE			TITULAIRE			TOTAL		
	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE
2	*	17869	.903										8	16284	.823
3	24	18177	.919										24	17238	.871
4	30	18475	.934	*	19796	1.000							38	18171	.918
5	30	18762	.948	22	20331	1.028							52	19083	.965
6	31	19040	.962	41	20855	1.054							72	19975	1.010
7	41	19308	.976	73	21355	1.079	3	29245	1.278				117	20846	1.054
8	30	19565	.989	104	21831	1.103	5	25685	1.298				139	21696	1.097
9	33	19813	1.001	139	22283	1.126	15	26110	1.320				187	22525	1.139
10	25	20050	1.013	148	22713	1.148	48	26519	1.340				221	23334	1.179
11	22	20277	1.025	165	23118	1.169	93	25914	1.360				240	24122	1.219
12	20	20494	1.036	137	23500	1.188	101	27292	1.379	4	30103	1.522	262	24889	1.259
13	14	20702	1.046	88	23858	1.206	122	27656	1.398	5	30677	1.551	229	25635	1.296
14	11	20899	1.056	71	24193	1.223	142	28003	1.415	9	31235	1.579	233	26361	1.332
15	5	21086	1.066	47	24504	1.239	125	28336	1.432	15	31777	1.606	192	27066	1.368
16	9	21262	1.075	34	24792	1.253	121	28653	1.448	19	32305	1.633	187	27750	1.403
17	2	21429	1.083	42	25056	1.266	109	28955	1.464	20	32816	1.659	173	28413	1.436
18	1	21586	1.091	25	25297	1.279	95	29241	1.478	39	33313	1.684	160	29056	1.469
19	1	21733	1.098	23	25514	1.290	89	29512	1.492	41	33794	1.708	153	29678	1.500
20				19	25707	1.299	82	29769	1.505	42	34260	1.732	143	30279	1.530
21	2	21996	1.112	10	25877	1.308	64	30008	1.517	42	34710	1.754	118	30959	1.560
22	3	22112	1.118	17	26023	1.315	66	30233	1.528	48	35145	1.776	134	31419	1.588
23				*	26145	1.322	69	30442	1.539	41	35565	1.798	118	31958	1.615
24	3	22315	1.128	5	26244	1.327	42	30636	1.549	46	35969	1.818	97	32476	1.641
25				2	26320	1.330	39	30815	1.558	40	36358	1.838	81	32973	1.667
26	1	22477	1.136	5	26372	1.333	38	30978	1.566	33	36732	1.857	77	33450	1.691
27	1	22543	1.139	1	26400	1.334	30	31126	1.573	47	37090	1.875	79	33906	1.714
28	4	22599	1.142	1	26405	1.335	24	31259	1.580	35	37433	1.892	64	34341	1.736
29				3	26396	1.334	27	31376	1.586	37	37761	1.909	67	34756	1.757
30				5	26343	1.332	25	31477	1.591	44	38073	1.924	75	35149	1.777
31				4	25277	1.328	23	31564	1.595	47	38370	1.939	74	35522	1.795
32				2	26144	1.324	13	31635	1.599	24	38651	1.954	39	35875	1.813
33				1	26075	1.318	12	31690	1.602	20	38917	1.967	33	36208	1.830
34				1	25938	1.311	9	31730	1.604	19	39168	1.980	29	36517	1.846
35				1	25777	1.303	4	31755	1.605	25	39403	1.992	30	36807	1.860
36				2	25594	1.294	8	31764	1.606	23	39623	2.003	33	37076	1.874
37							7	31758	1.605	26	39828	2.013	33	37324	1.887
38							8	31737	1.604	21	40017	2.023	29	37552	1.898
39				1	24903	1.259	6	31700	1.602	19	40191	2.031	26	37759	1.909
40				1	24622	1.245	7	31648	1.600	8	40350	2.039	16	37945	1.918
41							5	31580	1.596	9	40493	2.047	14	38111	1.926
42							5	31497	1.592	6	40621	2.053	11	38256	1.934

courbes pour l'ensemble du réseau universitaire. Quant aux graphiques 9 à 12, ils illustrent les échelles de traitement construites sur la base des régressions portant sur l'ensemble des rangs.

Il serait trop long de commenter en détail les résultats relatifs à chaque établissement. Nous nous bornerons à quelques commentaires généraux après avoir signalé l'usage qui peut être fait de ces renseignements. Ainsi, chaque établissement est en mesure de comparer sa structure salariale avec celle de chaque autre et de l'ensemble pour chacun des facteurs suivants: longueur et progressivité de la structure, relation entre le traitement de début et de fin de carrière, et entre les premiers paliers de chacun des rangs. De plus, lorsque l'on considère les salaires et la répartition des effectifs par année d'expérience dans le rang et que l'on met ces renseignements en parallèle avec les écarts salariaux par rang et par établissement, qui seront présentés au chapitre suivant, on est en mesure d'interpréter ces écarts en identifiant à quel moment précis de la carrière les établissements se différencient les une des autres ou de l'ensemble en ce qui a trait aux salaires et à la répartition des effectifs.

Ces renseignements, comparés aux échelles théoriques de traitement, dans le cas des établissements qui en disposent, peuvent servir à l'examen des questions reliées à l'ajustement des structures salariales.

A l'Université Laval, les courbes de traitements pour les rangs de chargé d'enseignement et d'adjoint se situent au-dessus de celles de l'ensemble des universités; il en est de même au rang d'agrégé bien que l'écart entre les deux courbes, celle de Laval et celle de l'ensemble des universités, soit moins accentué; c'est au rang de titulaire finalement, que la courbe des traitements de Laval passe en-deçà de celle de l'ensemble; cette dernière étant beaucoup plus progressive que celle de Laval, l'écart entre les deux courbes s'accroit avec les années d'expérience. Quant à la courbe estimée indépendamment du rang académique (graphique 8), c'est au niveau de la 27ième année d'expérience que la courbe de Laval croise celle de l'ensemble, pour lui être inférieure par la suite. Cette situation n'étonne pas compte tenu des remarques faites auparavent suite à l'analyse de chacun des rangs académiques (graphique 1).

A l'Université de Montréal, exception faite du rang de chargé d'enseignement, la courbe des traitements simulés, au niveau de chacun des rangs, se situe au-dessus de celle de l'ensemble des universités (graphique 2). On note également que (1) l'écart entre les deux courbes s'accentue dans les rangs supérieurs (agrégé et titulaire), et (2) qu'il existe une certaine similitude de structure entre les courbes de traitement de Montréal et celles de l'ensemble. En somme, les différences entre cette université et l'ensemble du réseau tient plus dans le niveau que dans la structure des échelles. Quant aux courbes estimées indépendamment des rangs (graphique 9), celle de Montréal

croise et s'installe au-dessus de celle de l'ensemble entre la sixième et septième année d'expérience; l'écart s'accentue jusqu'autour de la trentième année pour ensuite se stabiliser.

Au rang de chargé d'enseignement à l'Université de Sherbrooke, la moyenne a été préférée aux résultats de la régression, jugés insatisfaisants. Quant aux autres rangs, la caractéristique principale qui se dégage d'une comparaison des échelles de traitement à Sherbrooke par rapport à celles de l'ensemble peut se résumer comme suit: une plus grande progressivité aux échelons inférieurs des échelles qu' fait en sorte que les traitements dans cette université sont, en début de carrière dans un rang donné, inférieurs à ceux dans l'ensemble des universités, puis supérieurs en fin de carrière dans ce même rang. Le croisement des échelles se fait autour de la 13ième année d'expérience au rang d'adjoint, de la 15ième au rang d'agrégé et de la 22ième au rang de titulaire. Les mêmes remarques s'appliquent à la comparaison des échelles construites indépendamment des rangs (graphique 10), où le croisement se fait à la 14ième année d'expérience. Enfin, cette plus grande progressivité des échelles de Sherbrooke ne joue plus dans les échelons supérieurs, si bien qu'au rang d'agrégé, les traitements à Sherbrooke redeviennent inférieurs à ceux de l'ensemble après la 27ième année d'expérience.

En ce qui concerne l'Université du Québec, la courbe des traitements au rang d'adjoint se situe en-deçà de celle de l'ensemble jusqu'à la 9ième année d'expérience (début de carrière dans ce rang), pour ensuite se situer au-dessus de façon nettement plus progressive. Au rang d'agrégé, l'échelle de traitement dans cette université se situe au-dessus de celle de l'ensemble, quoiqu'elle tend à s'en rapprocher avec les années d'expérience (moins progressive). Au rang de titulaire, c'est à la trentième année d'expérience que les traitements au niveau de l'ensemble des universités excèdent ceux des professeurs de l'Université du Québec. Quant aux échelles estimées sur l'ensemble des rangs, les traitements à l'Université du Québec excèdent, de façon décroissante, ceux de l'ensemble jusqu'à la trentième année d'expérience, pour ensuite leur être inférieurs.

A l'Université Bishop, le trop faible nombre de professeurs ne permet pas de procéder à une analyse valable de la structure de rémunération au niveau de chaque rang. Par contre, l'examen de la courbe estimée sans tenir compte du rang académique présentée au graphique 11 révèle une structure des salaires nettement plus progressive à Bishop que dans l'ensemble des universités. Ce n'est qu'entre 20 et 25 années d'expérience que les salaires estimés à Bishop se rapprochent de ceux de l'ensemble; avant ils leur sont inférieurs, ensuite supérieurs.

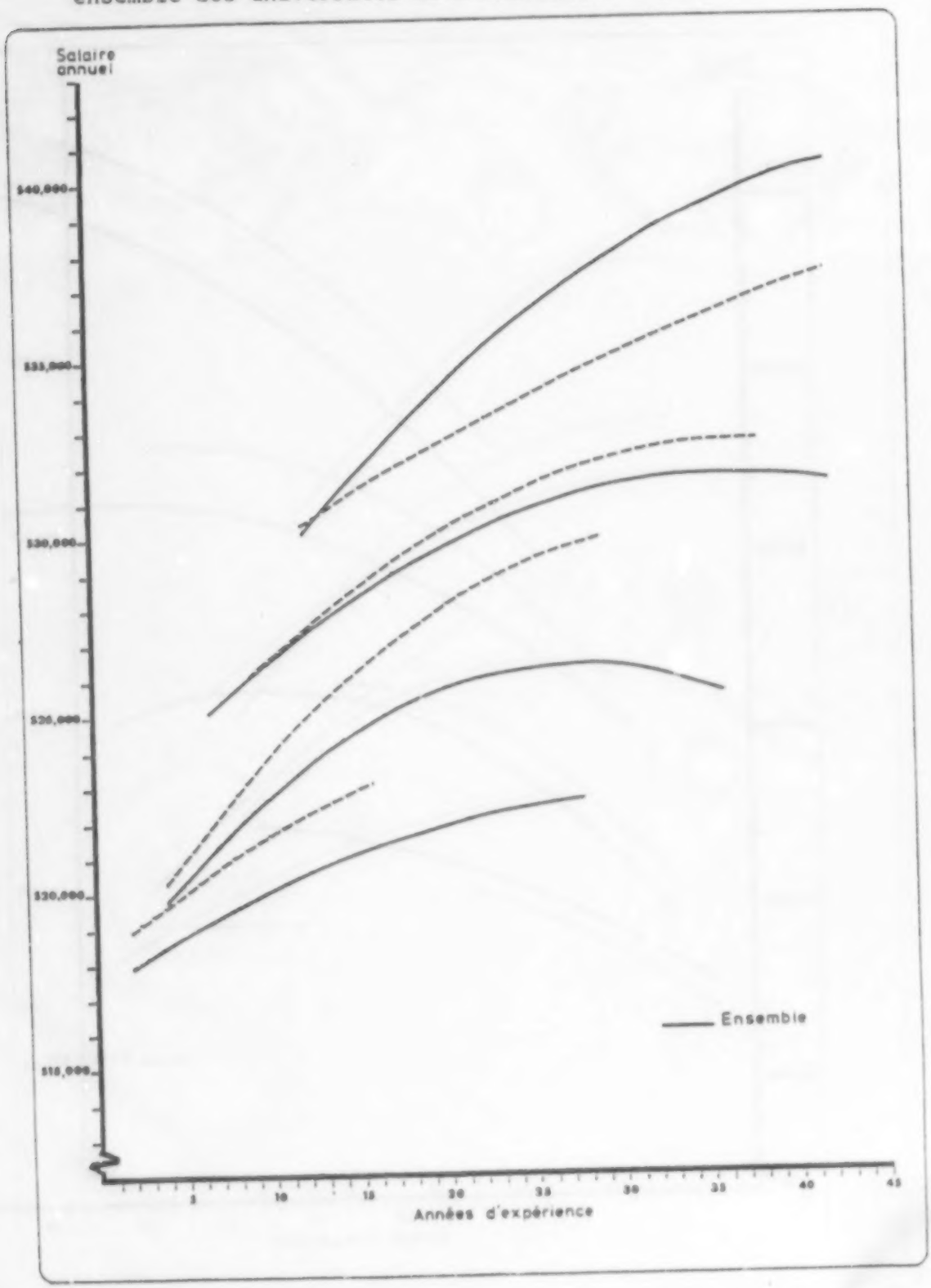
A l'Université McGill, les courbes de traitements des professeurs des trois premiers rangs académiques: chargés d'enseignement, adjoints et agrégés se situent constamment en dessous de celles de l'ensemble des universités.

Ce n'est qu'au rang de titulaire (graphique 6) que s'inverse la situation alors que la courbe de McGill dépasse celle de l'ensemble pour les professeurs possédant plus de 24 années d'expérience. Cette situation est confirmée par la courbe calculée indépendamment du rang. Les échelles estimées à McGill font ainsi ressortir que, d'une part, la structure de traitement est plus progressive dans cet établissement que dans l'ensemble des universités mais que, d'autre part, la majorité des professeurs sont moins rémunérés que dans l'ensemble du réseau universitaire québécois.

A l'Université Concordia, les échelles (graphique 7) aux rangs d'adjoint et de titulaire sont situées en dessous de celles de l'ensemble des universités. La courbe des traitements des professeurs adjoints se situe nettement en dessous de celle de l'ensemble alors que, chez les titulaires, ce n'est que vers la fin de la courbe que l'écart devient important. La situation est différente en ce qui concerne les professeurs agrégés qui débutent leur carrière avec un traitement inférieur à celui de l'ensemble pour la terminer, à ce rang, au-dessus des autres universités. Il faut cependant remarquer que la majorité des professeurs agrégés à l'Université Concordia se trouve dans la portion inférieure de la courbe car ils possèdent moins de 26 années d'expérience (voir Annexe A-13). La courbe comprenant l'ensemble des professeurs de Concordia suit sensiblement la même pente que celle de l'ensemble des universités; elle se dessine cependant en dessous de celle de l'ensemble, ce qui indique que le traitement des professeurs de l'Université Concordia est inférieur à ceux de l'ensemble du réseau quel que soit le nombre d'années d'expérience.

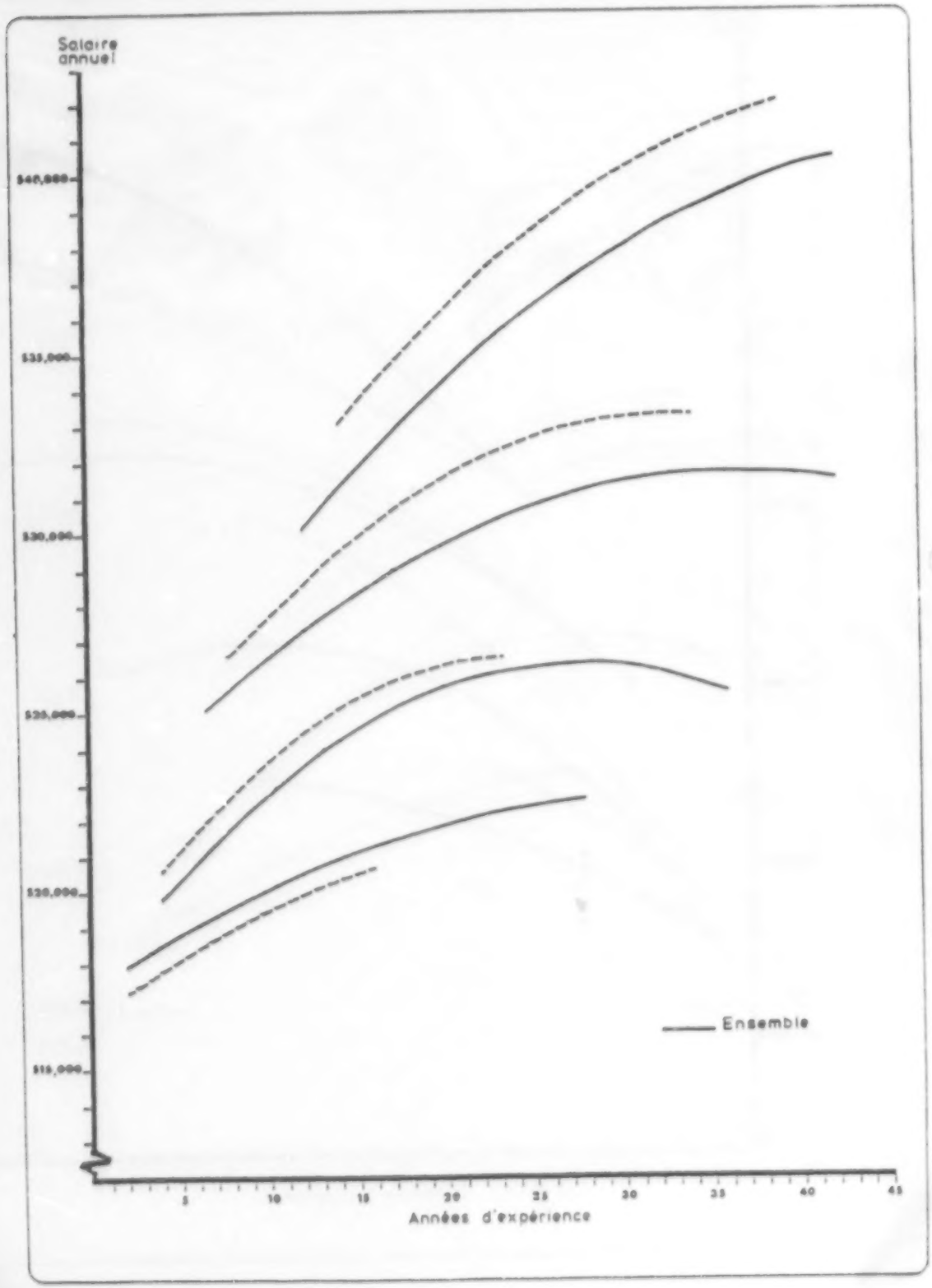
Graphique 1

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université Laval



Graphique 2

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université de Montréal

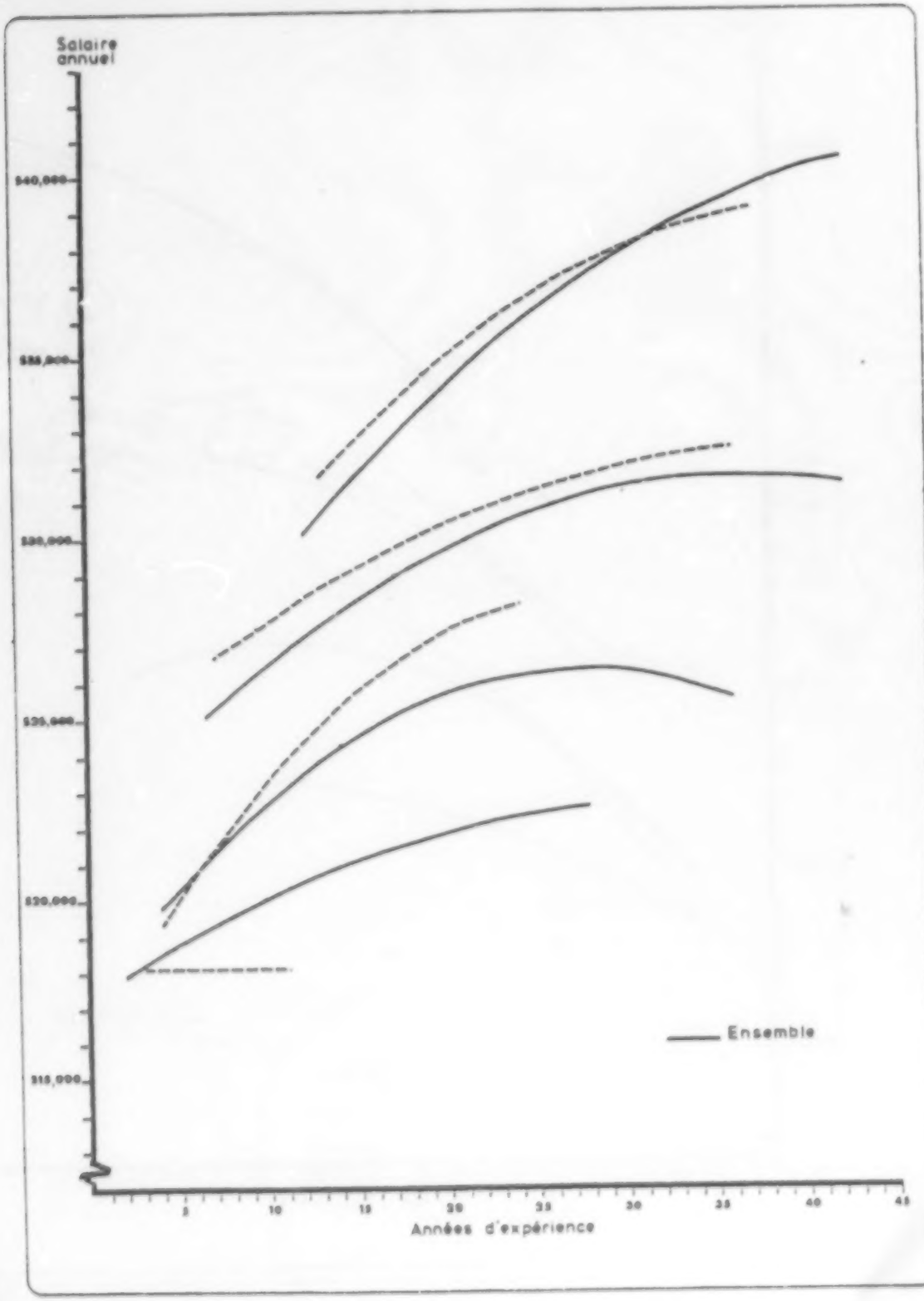


Graphique 3

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université de Sherbrooke

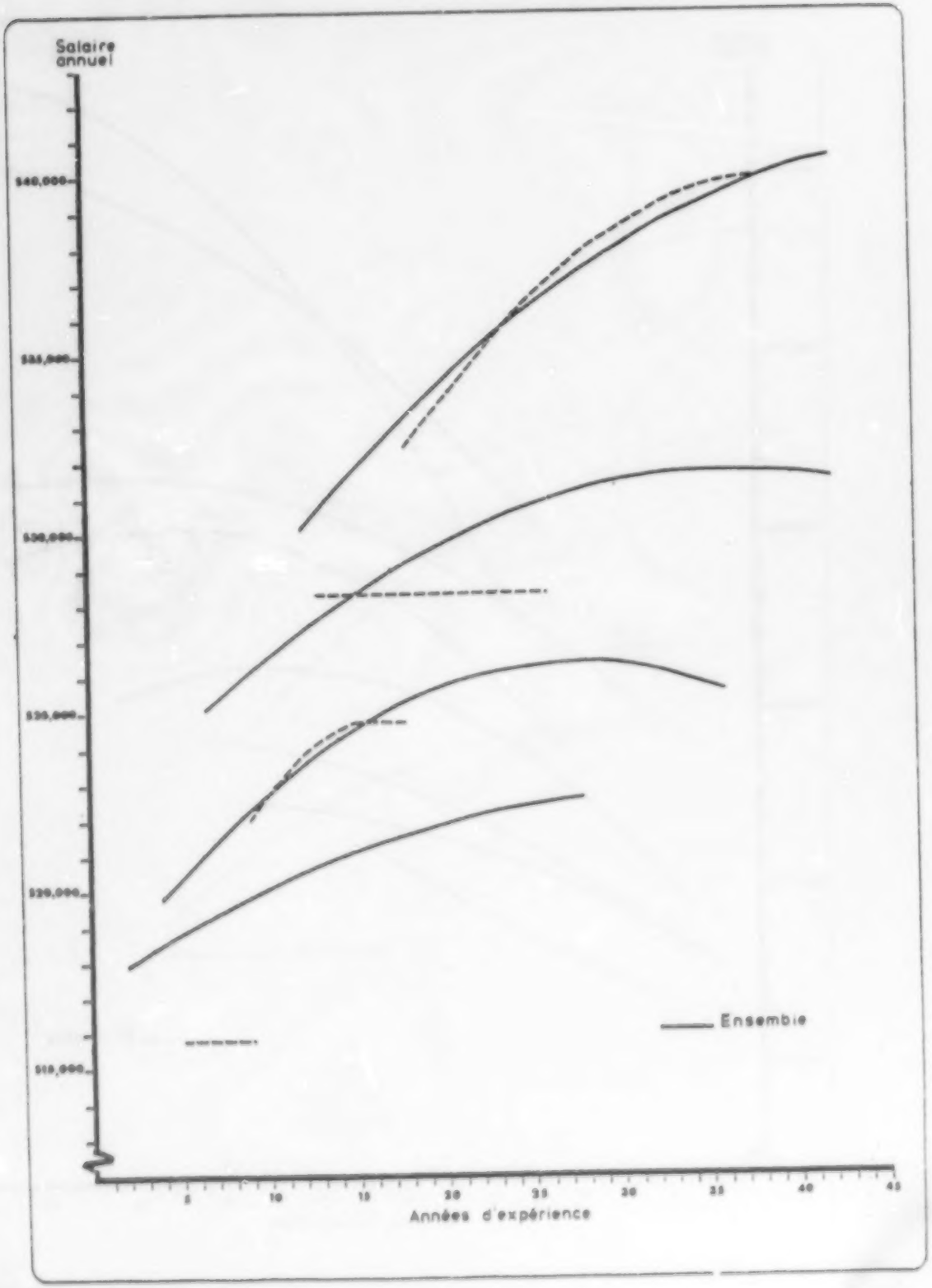
Graphique 4

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université du Québec



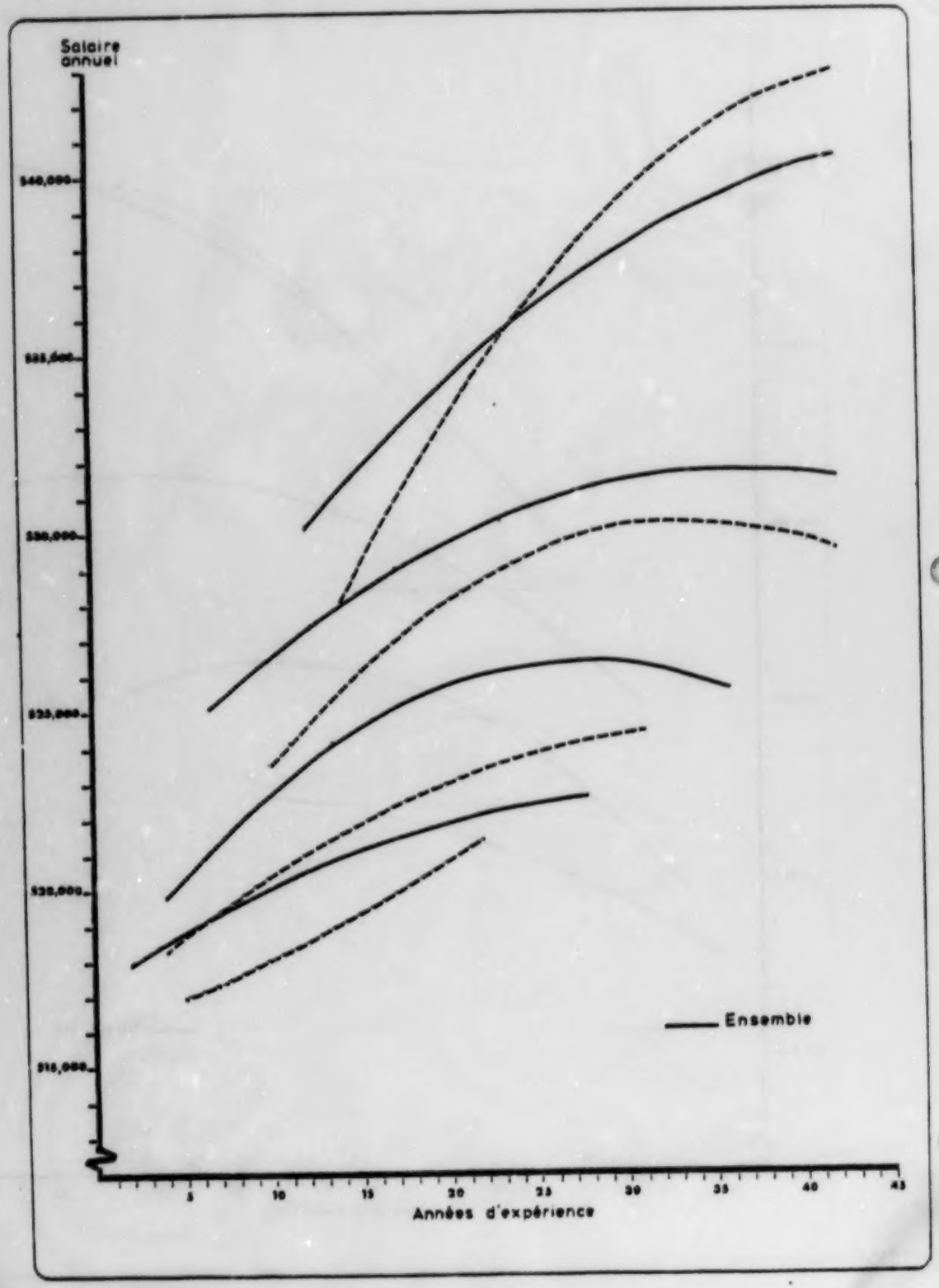
Graphique 5

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université Bishop



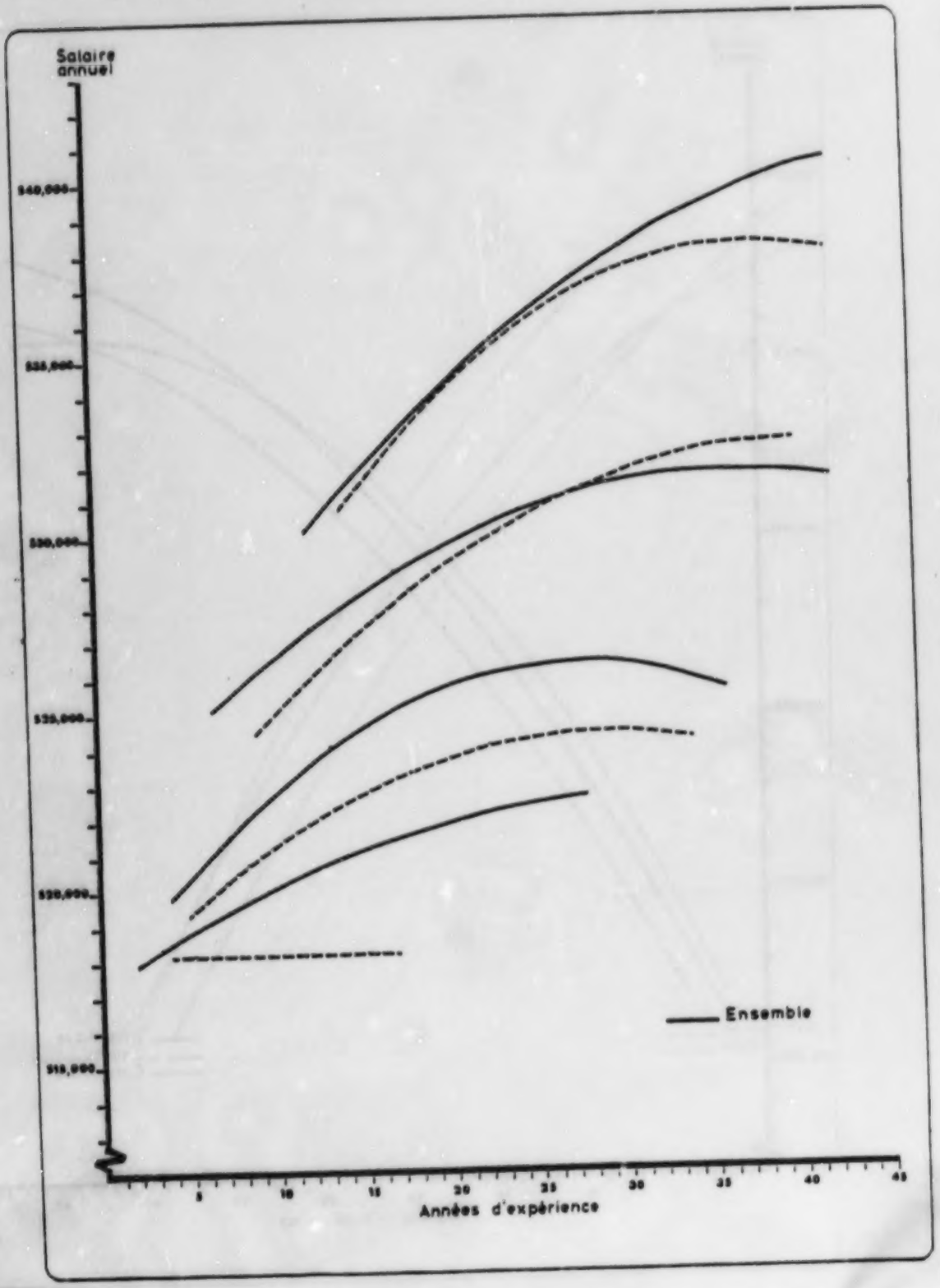
Graphique 6

Echelles des traitements simulés pour chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université McGill



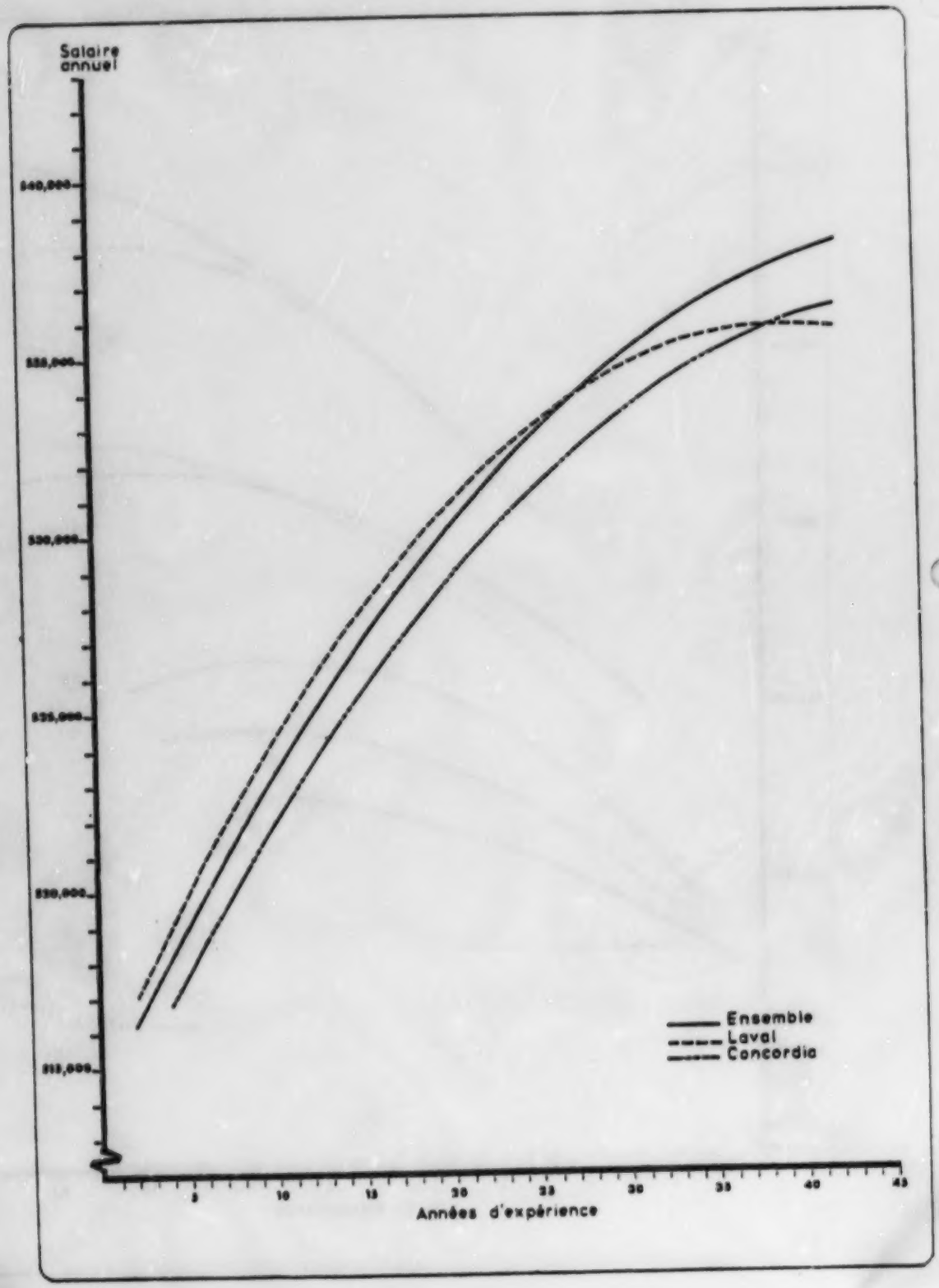
Graphique 7

Echelles des traitements simulés dans chacun des rangs: ensemble des universités et l'Université Concordia



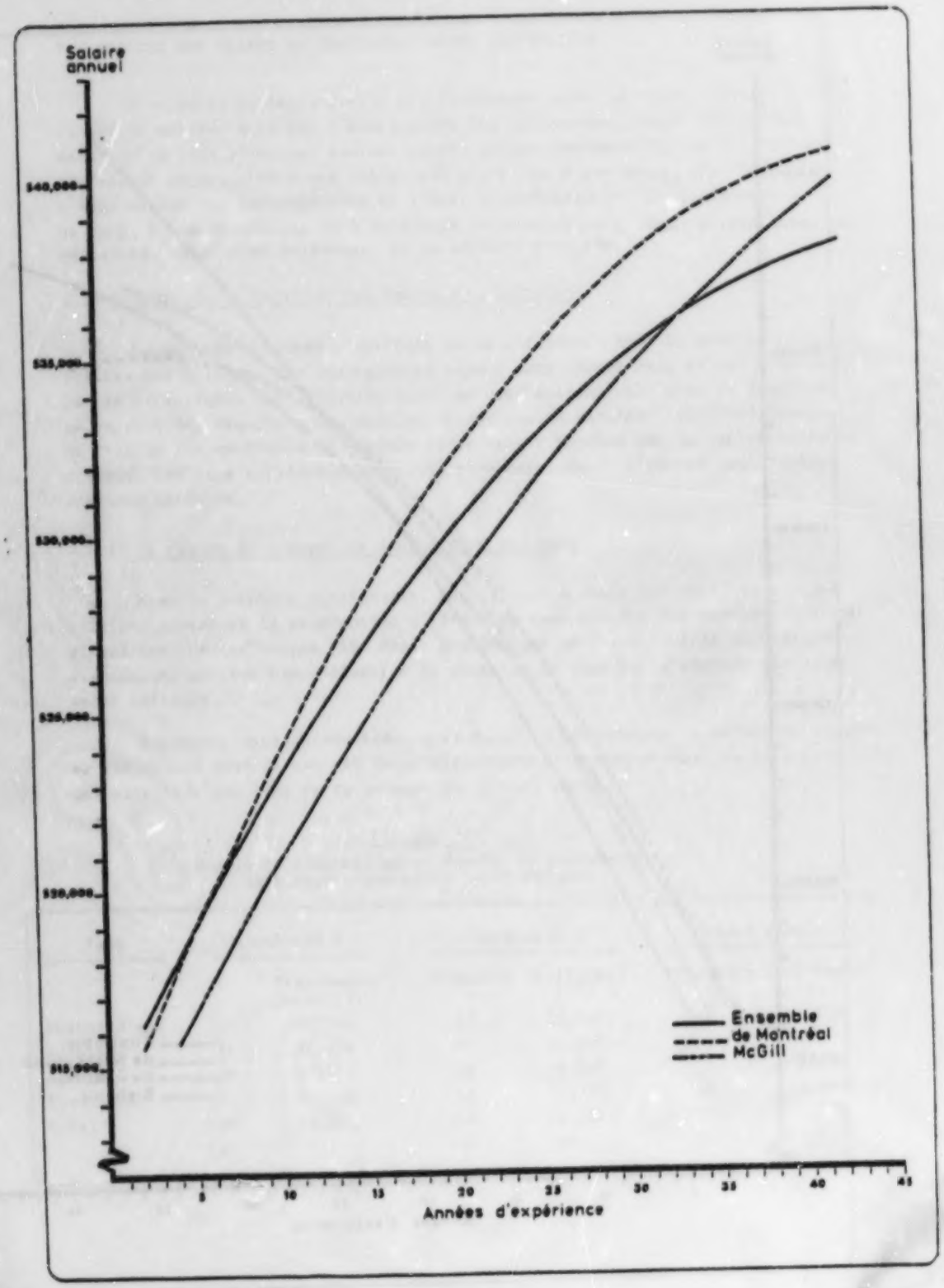
Graphique 8

Echelles des traitements simulés pour l'ensemble des rangs:
Université Laval et Université Concordia



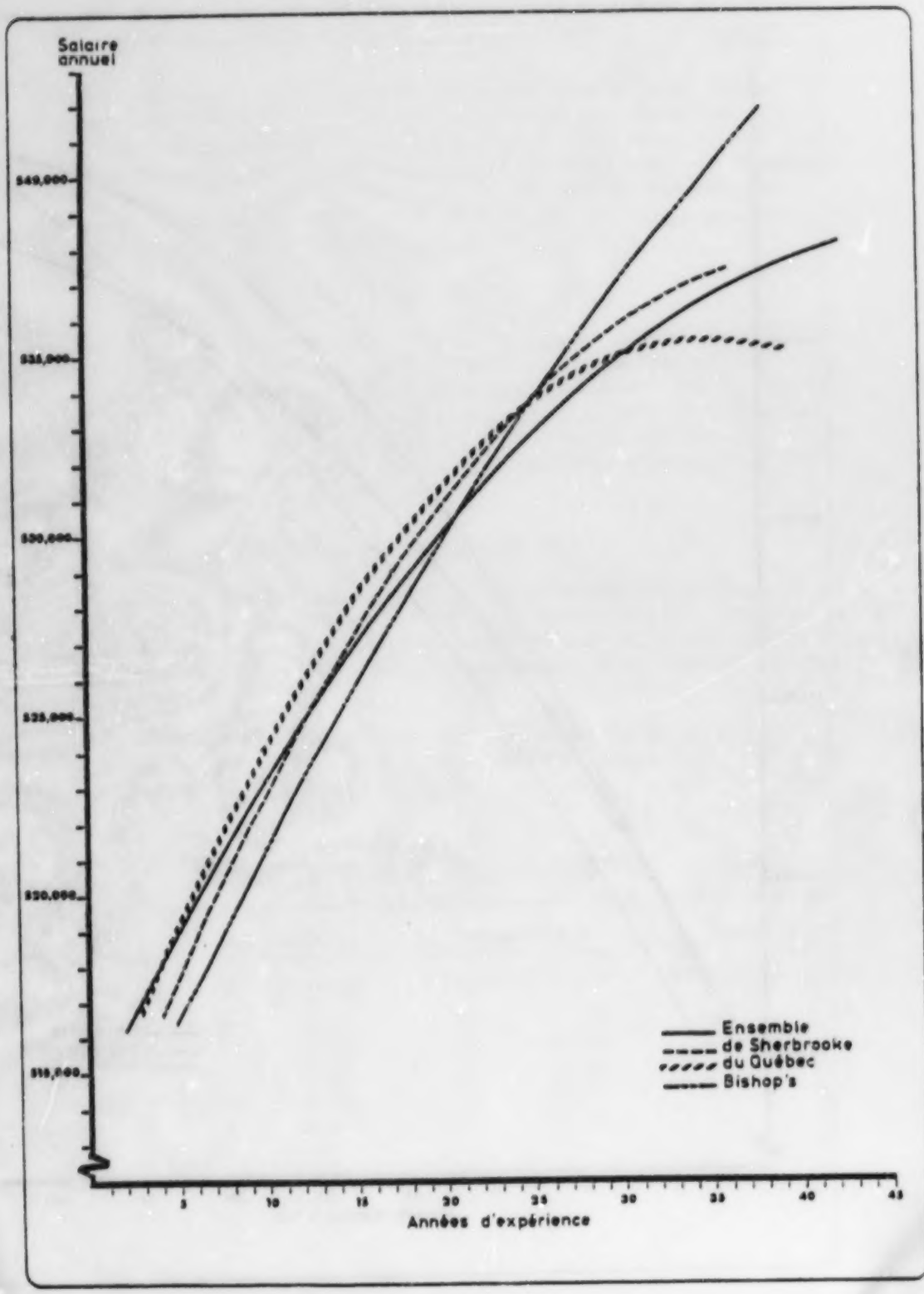
Graphique 9

Echelles des traitements simulés pour l'ensemble des rangs:
Université de Montréal et Université McGill



Graphique 10

Echelles des traitements simulés pour l'ensemble des rangs:
Universités de Sherbrooke, du Québec et Bishop



4. ANALYSE DES ECARTS DE TRAITEMENT ENTRE UNIVERSITES

L'objectif de cette partie est finalement celui de toute l'étude: il est de mesurer quel est l'écart entre les traitements moyens des universités qu'on peut attribuer exclusivement, autant que possible, au fait qu'un professeur appartienne à une université plutôt qu'à une autre, une fois qu'on a tenu compte des caractéristiques d'âge, d'expérience et d'appartenance à un rang, à une discipline ou à un groupe de disciplines. Avant de présenter ces résultats, on discute brièvement de la méthode utilisée.

4.1 Méthode de ventilation des écarts de traitement

La méthode utilisée s'applique de deux façons. Avec la première, on utilise des chiffres sur les salaires moyens dans chaque rang et des chiffres sur la répartition des effectifs selon le rang académique. Avec la deuxième, on se sert des résultats des modèles de régression estimés: plus précisément, on utilise les coefficients estimés et la valeur moyenne des variables indépendantes. Les deux applications peuvent être combinées. D'où les trois thèmes discutés ci-après.

4.1.1 La mesure de l'écart de composition par rang

Avec la première application, qui fait intervenir les chiffres sur les salaires moyens et le pourcentage d'effectifs dans chacune des catégories d'une classification quelconque (les rangs académiques pour les fins de la présente discussion) on peut bien illustrer le principe de base de la méthode que nous avons utilisée.

Supposons deux universités, A et B, où on observerait la situation décrite au tableau 20 pour ce qui est du salaire moyen dans chaque rang, de la répartition des effectifs par rang et du salaire moyen tous rangs.

Tableau 20
Ecarts de composition et écarts de traitement dans deux universités hypothétiques

Rang	Université A		Université B		Ecart simple	
	%	Traitement moyen ($)	Effectifs %	Traitement ($)	Effectifs %	Traitement ($)
Chargé d'ens.	20	20,000	25	22,000	-5	-2,000
Adjoint	35	25,000	40	25,000	-5	0
Agrégé	25	27,000	25	28,000	0	-1,000
Titulaire	20	30,000	10	35,000	10	-5,000
Total	100	25,500	100	26,000	0	-500
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)

On observe que le rang d'agrégé compte la même proportion d'effectifs dans les deux établissements, que les traitements sont les mêmes dans les deux établissements au rang d'adjoint, etc... Mais comment peut-on regrouper ces résultats? Les écarts de composition par rang sont mesurés en points de pourcentage et les écarts de traitement moyen en dollars par personne: il ne semble donc pas possible d'attacher une valeur monétaire à l'écart de composition.

C'est pour contourner cette difficulté que les gestionnaires des établissements ont fréquemment recours à un exercice de simulation du coût que représenterait pour un établissement le fait de rémunérer son personnel au taux de traitement qui prévaut dans un autre. Dans l'exemple présenté au tableau 20, le fait pour l'université A de rémunérer son personnel dans chacun des rangs au salaire moyen qui prévaut dans les rangs correspondants dans l'université B ferait passer le salaire moyen total de l'université A de $25,500 à $27,150, ce qui lui occasionnerait une charge supplémentaire de $1,650 de plus par professeur. Si inversement, les effectifs de l'université B étaient rémunérés au tarif de l'université A, le salaire moyen baisserait de $26,000 à $24,750, pour une diminution de $1,250.

On peut reprendre la discussion précédente en terres mathématiques.

En effet, si le salaire moyen global est calculé en faisant la sommation des traitements individuels et en divisant par le nombre d'individus, il peut aussi l'être en procédant rang par rang. Le traitement moyen global apparaît alors comme la somme pondérée de traitements moyens par rang:

$$\bar{T}_u = \frac{1}{N}(n_1 T_1 + n_2 T_2 + n_3 T_3 + n_4 T_4)$$

$$= w_1 T_1 + w_2 T_2 + w_3 T_3 + w_4 T_4 \quad \text{où}$$

$\bar{T}_u$ désigne le salaire moyen dans l'université u

T_i le salaire moyen dans le rang i ($i = 1, \ldots, 4$)

$N = n_1 + n_2 + n_3 + n_4$ est la somme du nombre de personnes dans chacun des rangs

$w_i = \frac{n_i}{N}$ est le poids que représentent les effectifs de chaque rang dans l'ensemble, ce poids correspond à la proportion des effectifs qu'on retrouve dans cette catégorie.

On peut comprimer les équations précédentes en utilisant la notation matricielle:

$\bar{T}_u = w'_u T_u$ où

$w'_u = \begin{bmatrix} w_u^1 & w_u^2 & w_u^3 & w_u^4 \end{bmatrix}$ est un vecteur dont chaque élément correspond à la proportion d'effectifs dans un rang.

$\begin{pmatrix} T_u^1 \\ T_u^2 \\ T_u^3 \\ T_u^4 \end{pmatrix}$ est le vecteur des salaires moyens dans chaque rang.

On aura noté que cette notation est une façon d'exprimer une somme de produits: elle est une consigne à l'effet de faire la somme des produits de chaque élément du vecteur ligne à gauche (w' est le vecteur colonne w disposé horizontalement) par l'élément correspondant du vecteur colonne à droite. Pour illustrer avec l'exemple du tableau 20, l'expression $\bar{T}_A = w'_A T_A$ devient:

$$\bar{T}_A = \begin{bmatrix} .20 & .35 & .25 & .20 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \$20,000 \\ \$25,000 \\ \$27,000 \\ \$30,000 \end{pmatrix} = \$25,000$$

Avec cette notation, on peut décrire la différence des salaires moyens globaux entre l'université A et l'université B comme suit:

$$\bar{T}_A - \bar{T}_B = w'_A T_A - w'_B T_B$$

De la même manière, les écarts simples de traitement et les écarts simples de composition présentés au tableau 20 peuvent être représentés par les vecteurs suivants:

$T_A - T_B$ pour les traitements

$w_A - w_B$ pour la composition

De plus, la simulation évoquée précédemment, qui consiste à supposer, pour voir ce qu'il lui en coûterait, qu'une institution (A) paie à son personnel les taux de rémunération qui prévalent dans une autre (B), peut être représentée comme suit:

$$w_A' T_B$$

A l'aide de cette simulation, on peut exprimer la différence entre salaires moyens d'une façon qui permet d'isoler les écarts de traitement $(T_A - T_B)$ des écarts de composition $(w_A - w_B)$.

En effet, si à l'université A, on calcule la différence entre le salaire moyen réel et le salaire simulé avec l'échelle de l'université B, on se trouve à faire

$$w_A' T_A - w_A' T_B = w_A'(T_A - T_B)$$

ce qui est la différence simple des traitements dans chaque rang pondérée par la répartition des effectifs dans l'université A.

Pour revenir à l'exemple du tableau 20:

$$w_A'(T_A - T_B) = \begin{pmatrix} .20 & .35 & .25 & .20 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -\$\ 2{,}000 \\ 0 \\ -\$\ 1{,}000 \\ -\$\ 5{,}000 \end{pmatrix} = -\$1{,}650$$

De façon similaire, en faisant

$$w_A' T_B - w_B' T_B = (w_A - w_B)' T_B$$

on mesure la partie de la différence des salaires moyens entre les deux établissements attribuable exclusivement à la différence dans la composition des effectifs, en supposant que les deux groupes sont rémunérés avec l'échelle qui prévaut dans l'université "B".

Ce qui donne, dans notre exemple

$$(w_A - w_B)' T_B = \begin{pmatrix} -.05 & -.05 & 0 & .10 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \$22{,}000 \\ \$25{,}000 \\ \$28{,}000 \\ \$35{,}000 \end{pmatrix} = \$1{,}150$$

Or la somme des deux expressions qui viennent d'être formulées correspond exactement à la différence entre les salaires moyens. En effet

$$\bar{T}_A - \bar{T}_B = w'_A(T_A - T_B) + (w_A - w_B)' T_B$$

$$= w'_A T_A - w'_B T_B,$$

puisque le terme correspondant à la simulation ($w'_A T_B$) disparait.

On dispose donc d'une méthode permettant de ventiler la différence des salaires moyens globaux de deux établissements entre une composante attribuable à la répartition des effectifs - on appelle cette mesure l'effet de composition - et une composante atribuable au niveau des traitements (l'effet de traitement). Il faut souligner cependant que l'effet de traitement mesuré à l'occasion de cet exercice n'en est un que de première approximation. A l'intérieur de chaque rang en effet, la différence entre les salaires moyens entre deux universités est attribuable en partie à des différences dans la composition des effectifs selon l'âge ou l'expérience. C'est là qu'il faut faire appel à l'analyse de régression.

En outre, un problème particulier apparait lorsqu'on renverse les termes de la comparaison et qu'on compare l'université A à l'université B au lieu de l'université B à l'université A. On discute de ce problème technique d'ici la fin de la présente section.

Si les différences $\bar{T}_A - \bar{T}_B$ et $T_B - T_A$ donnent le même résultat en valeur absolue avec des signes différents, il n'en est pas de même pour le calcul de l'effet de traitement et de l'effet de composition. En effet,

$$-w'_A(T_A - T_B) - w_B(T_B - T_A) \text{ et}$$

$$- (w_A - w_B)'T_B + (w_B - w_A)' T_A$$

En clair, le fait que le vecteur des différences des taux de traitement soit pondéré par un vecteur de répartition différent (w_A au lieu de w_B) quand on renverse les termes de la comparaison a comme conséquence que les calculs de l'écart de traitement et de l'écart de composition faits avec la méthode décrite ci-dessus donnent des résultats différents. Qu'en est-il de la nature et de l'ordre de grandeur de cet écart?

Si on fait la somme des deux effets de traitements calculés en changeant les termes de la comparaison, on observe qu'on obtient le même résultat en valeur

absolue que si on faisait la somme des deux effets de répartition. En effet,

$$w_A'(T_A - T_B) + w_B' (T_B - T_A) = (w_A - w_B)'(T_A - T_B) \text{ et}$$

$$(w_A - w_B)'T_B + (w_B - w_A)'T_A = (w_A - w_B)'(T_B - T_A)$$

$$= - (w_A - w_B)'(T_A - T_B)$$

Ce produit de la différence des taux de rémunération et des vecteurs de répartition sera appelé l'effet croisé et il rend compte de toute la différence des résultats obtenus selon qu'on fait le calcul en fonction de l'un ou l'autre des termes de la comparaison. Il est intéressant de prendre note de son existence pour se rappeler l'impossibilité de faire abstraction des problèmes de répartition d'effectifs quand on fait l'analyse d'écarts de traitement entre deux groupes de personnes.

En effet, quand on compare le salaire de deux professeurs qui auraient des caractéristiques identiques (par exemple, ayant le même âge, le même rang académique et étant rattachés au même groupe de disciplines), on peut s'entendre assez facilement sur une façon de mesurer une différence de traitement. Mais si on compare deux groupes de professeurs, une fois qu'on a calculé la différence de traitement pour chaque catégorie, comment doit-on mesurer la différence de traitement entre ces deux groupes? Il est certain qu'on peut obtenir des résultats différents selon que l'on pondère la différence de traitement dans chaque catégorie par 1) la distribution par catégorie qui prévaut dans le premier groupe, 2) la distribution par catégorie qui prévaut dans le deuxième groupe, 3) par une combinaison quelconque de ces deux distributions.

On pourrait considérer l'absence de symétrie des résultats sur l'effet de traitement comme un phénomène inéluctable, mais il peut être intéressant de la faire disparaître. Pour ce faire, il suffit de récrire la formule de décomposition de l'écart entre les salaires moyens en y insérant les termes relatifs à l'effet croisé:

$$\bar{T}_A - \bar{T}_B = (T_A - T_B)'w_B + (w_A - w_B)'T_B + (w_A - w_B)'(T_A - T_B)$$

On remarque que dans cette formule, on pondère le vecteur des écarts simples dans les taux de traitement et le vecteur des différences de répartition par les vecteurs appropriés dans l'université B, ce qui permet d'insérer l'effet croisé dans la formule développée.

On peut obtenir des résultats symétriques en valeur absolue si on sépare en deux l'effet croisé et on regroupe un terme en fonction de $(T_A - T_B)$ et l'autre en fonction de $(w_A - w_B)$, ce qui donne:

$$\bar{T}_A - \bar{T}_B = \left[\frac{w_A + w_B}{2}\right]' (T_A - T_B) + (w_A - w_B)' \left[\frac{T_A + T_B}{2}\right]$$

Cette façon simple d'obtenir des résultats symétriques s'interprète d'une façon intéressante: pour obtenir une mesure symétrique de l'écart dû à l'effet de traitement, il suffit de pondérer les différences simples de taux de traitement par une répartition d'effectif intermédiaire entre celles qui prévalent dans les deux établissements que l'on compare l'un à l'autre. De la même façon, pour calculer l'écart de traitement moyen dû à l'effet de composition d'une façon qui donne la même valeur absolue, quand on renverse les termes de la comparaison entre deux établissements, il s'agit d'appliquer aux différences de répartition d'effectifs un niveau de rémunération intermédiaire entre ceux qui prévalent dans les deux établissements que l'on compare.

Cette approche[1] correspond exactement à ce qu'on entend lorsqu'on exprime le problème de la mesure des écarts de traitement en disant "à distribution égale". C'est pourquoi on conviendra que la méthode est susceptible de donner des résultats d'autant plus incertains que les répartitions d'effectifs sont bel et bien fort différentes l'une de l'autre.

Si on revient à l'exemple numérique du début, on peut comprendre pourquoi, si l'université A rémunérait ses effectifs avec les taux de traitements qui prévalent dans l'université B, elle aurait une charge supplémentaire de $1,650 de plus par professeur alors que si l'université B rémunérait son personnel enseignant avec les taux moyens de l'université A, elle connaitrait une réduction moyenne de $1,250. Cela tient à la différence dans les répartitions d'effectifs utilisées pour pondérer un même vecteur de différences de traitement dans chaque rang. La différence entre les deux résultats s'explique par l'effet croisé:

$$(w_A - w_B)' (T_A - T_B) = \begin{bmatrix} -.05 & -.05 & 0 & .1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -\$2,000 \\ 0 \\ -\$1,000 \\ -\$5,000 \end{bmatrix} = -\$400$$

---

1 C'est cette approche qui avait été utilisée dans la version préliminaire de l'étude

4.1.2 Décomposition des écarts de traitement et de composition à l'aide d'un modèle de régression

De façon générale, on peut représenter un modèle de régression de façon suivante:

$$T_i = \left[X_o \quad X_{1i} \quad X \quad X_{ki} \cdots\right] \begin{bmatrix} \beta_o \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + u_i \qquad \text{où}$$

T_i est le traitement du professeur individuel i,

X_{ki} la valeur de la kième variable pour le professeur i,

$\beta_0, \ldots, \beta_k$ sont les coefficients de ces variables,

u_i l'écart entre le salaire réel du professeur i et son salaire estimé par le modèle.

Il s'agit d'une forme générale dans le sens où les modèles présentés dans les sections précédentes peuvent être représentés comme des cas particuliers ou les variables seraient, par exemple, pour le modèle AGE:

$X_0 = 1$

$X_{1i} = AGEi$

$X_{2i} = AGEi^2$

On peut donc représenter cette formulation générale dans les termes de la notation matricielle:

$T_i = X_i B + u_i$ où

X_i et B correspondent aux vecteurs précédemment définis.

C'est là qu'intervient une propriété importante de l'analyse de régression qui stipule que la ligne de régression passe par la moyenne. En termes plus concrets, cela revient à dire que quand la valeur de toutes les variables correspond à la moyenne de ces variables pour une population donnée, les paramètres estimés ($\hat{B}$)

générent une valeur de la variable dépendante qui est la moyenne de cette variable, et la valeur du terme résiduel est nul. On peut donc écrire

$$\bar{Y} = \bar{X}\hat{B} = \begin{bmatrix} 1 & \bar{X}_1 & \bar{X}_2 & \dots & \bar{X}_k \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \hat{B}_0 \\ \hat{B}_1 \\ \hat{B}_2 \\ \\ \hat{B}_k \end{pmatrix}$$

où les barres sur les X indiquent qu'il s'agit de la moyenne et les chapeaux sur les coefficients qu'il s'agit des valeurs estimées.

Intuitivement, cet énoncé correspond assez bien à l'idée que si telle chose existait qu'un professeur moyen, dans le sens où toutes ses caractéristiques auraient la valeur qu'elles ont en moyenne dans un groupe, alors le modèle simulerait pour ce professeur très exactement son salaire réel, lequel corespondrait au salaire moyen du groupe.

Il devient alors évident, par analogie entre l'équation qui vient d'être exprimée et celle qui correspond au premier exercice, qu'il est possible d'analyser les écarts de composition et les écarts de traitements à l'aide d'un modèle de régression appliqué à deux populations différentes. On ventilera de la façon suivante les écarts observés dans les salaires moyens:

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = \bar{X}_A (\hat{B}_A - \hat{B}_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\, \hat{B}_B \text{ où}$$

$\bar{X}_A (\hat{B}_A - \hat{B}_B)$ sera une mesure de l'écart de salaire moyen dû à l'effet de traitement

$(\bar{X}_A - \bar{X}_B)\, \hat{B}_B$ sera une mesure de l'écart dans les salaires moyens dû à l'effet de composition des effectifs.

De plus, les remarques faites dans la première partie au sujet de l'existence d'un effet croisé s'appliquent ici, mutatis mutandis. En effet, la différence entre les mesures qu'on peut obtenir de l'écart dû à l'effet de traitement et de l'écart dû à l'effet de composition, selon qu'on compare deux établissements dans un sens ou dans l'autre, sont ici:

$$\pm (\hat{B}_A - \hat{B}_B)\, (\bar{X}_A - \bar{X}_B)$$

Il est alors possible d'incorporer l'effet croisé dans l'équation qui développe l'écart dans les salaires moyens:

$$\bar{T}_A - \bar{T}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\,\hat{B}_B + \bar{X}_B\,(\hat{B}_A - \hat{B}_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\,(\hat{B}_A - \hat{B}_B)$$

et il est possible d'obtenir une mesure de l'écart dans les salaires moyens attribuables à l'effet de composition qui prenne la même valeur quel que soit l'ordre de comparaison. Il s'agit de comparer les traitements "à répartition égale", ce qui peut être obtenu en séparant en deux l'effet croisé:

$$\bar{T}_A - \bar{T}_B = \left[\frac{\bar{X}_A + \bar{X}_B}{2}\right](\hat{B}_A - \hat{B}_B) + (\bar{X}_A - \bar{X}_B)\left[\frac{\hat{B}_A + \hat{B}_B}{2}\right]$$

4.1.3 <u>Régression sur la population totale et regroupement des résultats des régressions sur les sous-populations</u>

L'analyse de la structure des traitements à l'aide d'un modèle de régression peut être faite successivement sur les sous-populations constitutives d'un groupe ou sur l'ensemble du groupe. Ces deux voies ont été explorées.

Dans chacun des établissements, on a d'abord appliqué les différents modèles de régression à la population de professeurs dans chacun des rangs, puis à la population des professeurs dans tous les rangs académiques. Ces deux exercices donnent des résultats différents et la comparaison même des résultats révèle des caractéristiques intéressantes de la structure des traitements.

Prenons d'abord l'exercice où on traite séparément chaque rang académique. Cet exercice consiste essentiellement à disséquer l'écart qui avait été identifié plus haut à la section 4.1.1 comme un écart "simple" de traitement et qui, pondéré par la répartition des effectifs dans l'université examinée, donnait une première approximation d'un effet de traitement ajusté global. Avec une analyse de régression dans chaque rang où cet écart simple est ventilé en deux, l'écart de composition dans le rang et l'écart de traitement, l'écart entre les salaires moyens globaux aura maintenant trois composantes:

- l'écart de composition par rang
- l'écart de composition dans le rang
- l'écart de traitement.

On peut utiliser la notation utilisée précédemment pour représenter l'essentiel de l'opération:

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = \begin{pmatrix} (\hat{B}_A^1 - \hat{B}_B^1)\,\bar{X}_A^1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & (\hat{B}_A^2 - \hat{B}_B^2)\,\bar{X}_A^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (\hat{B}_A^3 - \hat{B}_B^3)\,\bar{X}_A^3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (\hat{B}_A^4 - \hat{B}_B^4)\,\bar{X}_A^4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_A^1 \\ w_A^2 \\ w_A^3 \\ w_A^4 \end{pmatrix}$$

(l'écart de salaire moyen dû à l'effet de traitement)

$$+ \begin{pmatrix} \hat{B}_B^1\,(\bar{X}_A^1 - \bar{X}_B^1) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \hat{B}_B\,(\bar{X}_A^2 - \bar{X}_B^2) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \hat{B}_B^3\,(\bar{X}_A^3 - \bar{X}_B^3) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \hat{B}_B^4\,(\bar{X}_A^4 - \bar{X}_B^4) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_A^1 \\ w_A^2 \\ w_A^3 \\ w_A^4 \end{pmatrix}$$

(l'écart de salaire moyen dû à l'effet de composition dans les rangs)

$$+ \begin{pmatrix} \bar{Y}_B^1 & \bar{Y}_B^2 & \bar{Y}_B^3 & \bar{Y}_B^4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_A^1 - w_B^1 \\ w_A^2 - w_B^2 \\ w_A^3 - w_B^3 \\ w_A^4 - w_B^4 \end{pmatrix}$$

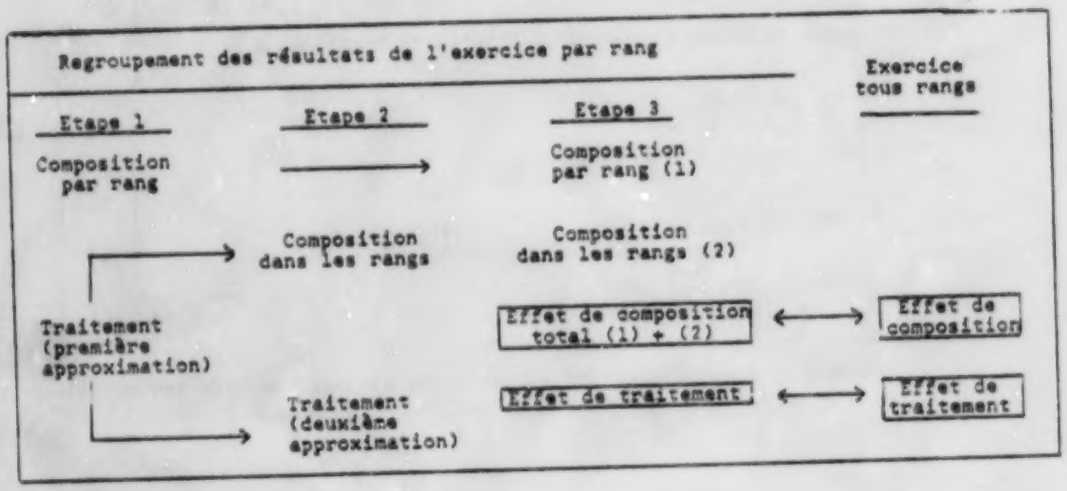
(l'écart de salaire moyen dû à la composition par rang)

Dans cette notation, les indices supérieurs réfèrent aux rangs.

Quant à l'exercice où les traitements des professeurs de tous les rangs servent à l'estimation d'u e seule équation de régression, il implique une sorte de standardisation ou de correction pour tenir compte des différences qu'il pourrait y avoir entre un établissement et un autre en ce qui a trait au rang académique.

En effet, dans cet exercice, les traitements des professeurs d'un rang donné entrent en ligne de compte dans la détermination du traitement estimé pour les professeurs d'un autre rang: pour des professeurs qui auraient le même nombre d'années d'expérience et qui appartiendraient à des rangs académiques différents, l'équation de régression générera un traitement estimé inférieur au traitement réel dans un cas et supérieur dans l'autre, essentiellement en raison de l'appartenance au rang.

La comparaison entre les résultats de l'exercice tous rangs et les résultats regroupés des exercices dans chaque rang peut se faire selon le schéma suivant:



4.1 Les résultats

L'analyse de la situation relative des traitements dans chaque université par rapport à l'ensemble a été faite pour chacun des groupes disciplinaires précédemment mentionnés, à savoir,

administration
droit
génie
médecine (médecins)
médecine (non-médecins)
autres (le groupe dit homogène)

A la section suivante (4.2.1), on présente les résultats relatifs à ce dernier groupe d'une façon un peu plus détaillée, puis, dans une deuxième sous-section (4.2.2), les tableaux pour les autres groupes disciplinaires.

4.2.1 Le groupe homogène

Au tableau 21, on présente, exprimé en pourcentage du salaire moyen tous rangs, dans chaque établissement, l'écart attribuable à l'effet de traitement entre ce salaire et la moyenne de tous les établissements pour le groupe homogène. Cet écart a été établi avec la méthode qui calcule successivement l'écart de composition par rang, puis l'écart de composition et de traitement dans chaque rang, avec les paramètres des trois modèles de régression que nous avons utilisés. On note d'abord qu'en règle générale, les résultats du modèle EXPERIENCE-AGE AU DIPLOME donnent des écarts qui se situent entre ceux fournis par les deux autres modèles. Ces écarts de traitement varient, dans le cas du modèle EXPERIENCE-AGE AU DIPLOME, entre 3.9% (Université de Montréal) et -4.2% (Université McGill). Quant au modèle EXPERIENCE-EXPERIENCE AU CARRE, il présente les écarts les plus accentués. Ces remarques sont de nature à renforcer le choix des résultats du modèle EXPERIENCE-AGE AU DIPLOME comme mesure des écarts de traitement entre les universités.

L'Université Laval peut être considérée comme la plus représentative de l'ensemble: sa structure de traitement est en-dessous de celle de l'ensemble quand on l'examine en fonction de l'âge, elle est au-dessus de l'ensemble quand on l'examine en fonction de l'expérience (.59 de 1%). Quand on tient compte de l'expérience et de l'âge à l'obtention du diplôme, ce qu'on peut attribuer exclusivement à l'écart de la structure des traitements dans l'écart entre son salaire moyen et celui de l'ensemble se ramène à .33 de 1%.

Tableau 21

Ecarts attribuables à l'effet de traitement en pourcentage du salaire moyen, selon le modèle

Université	Nombre	Salaire moyen	Modèle		
			Age_2 et Age^2	Expérience et $expérience^2$	Expérience et âge au diplôme
Laval	892	28,574	-.07	.59	.33
Montréal	796	29,443	3.98	4.15	3.97
Sherbrooke	271	27,090	-1.13	-.45	-.02
du Québec	865	27,001	1.79	2.34	2.15
Bishop's	53	28,590	-2.04	-3.42	-2.87
McGill	767	28,406	-3.59	-4.74	-4.22
Concordia	488	27,832	-2.98	-3.95	-3.32
Ensemble	4,130	28,233	0	0	0

Source: I.I. ECARAG, ECAPEX, ECAPAB (29,4,30).

Le tableau 22 présente en détail les résultats sous-jacents au calcul du pourcentage global qui vient d'être discuté pour le modèle expérience et âge au diplôme. On y observe certains phénomènes que cache ce dernier, à savoir par exemple qu'à l'Université McGill, l'écart de traitement par rapport à l'ensemble est positif au rang de titulaire, mais moins qu'à l'Université de Montréal. On note aussi que dans ce dernier établissement, les chargés d'enseignement ont un traitement inférieur à ce qu'il est en moyenne pour des motifs qui ne tiennent pas à la composition. En fait, pour ce rang, il faut accorder une importance restreinte aux résultats présentés, puisqu'ils comptent pour une proportion inférieure à 10% dans la majorité des cas, ce qui veut dire partout à l'exclusion de Laval et de Montréal. L'écart dans les traitements moyens imputable à la structure de traitement est négatif au rang de titulaire à l'Université Laval; aux rangs d'adjoint et de titulaire à l'Université de Sherbrooke; à l'Université Concordia, il est négatif pour les trois rangs d'adjoint, d'agrégé et de titulaire; à l'Université Bishop's, l'écart est négatif aux rangs d'adjoint et d'agrégé, légèrement positif au rang de titulaire; et à l'Université du Québec comme à l'Université de Montréal, il est toujours positif pour ces trois rangs.

Tableau 22

DECOMPOSITION DE L'ECART ENTRE LES TRAITEMENTS MOYENS DES PROFESSEURS-CHERCHEURS DES UNIVERSITES DU QUEBEC

ET LE TRAITEMENT MOYEN DANS L'ENSEMBLE DES UNIVERSITES

UNIVERSITE	LAVAL	MONTREAL	SHERBROOKE	du QUEBEC	McGILL	CONCORDIA	BISHOP'S	TOTAL
SALAIRE MOYEN (1)	28574	29443	27090	27301	28606	27832	28590	28233
EFFECTIFS	442	736	271	865	747	486	53	4130
(ECART)	341	1210	-1143	-1237	373	-401	357	0
SELON								
LA COMPOSITION								
PAR RANG (2)	435	9	-793	-1332	1107	192	977	0
PCT. DE (1)	.76	.01	-1.44	-2.47	1.93	.27	1.71	0.00
DANS LES RANGS								
RANG 1								
COMPOSITION	-24	40	73	-959	786	45	13	0
TRAITEMENT	1474	-795	-976	-743	-1405	-1737	-4010	0
TOTAL	1450	-755	-903	-1702	-619	-1692	-3997	0
POIDS	.10	.17	.04	.04	.09	.05	.06	.08
RANG 2								
COMPOSITION	52	294	75	-382	140	385	16	0
TRAITEMENT	1455	738	-401	579	-2331	-1635	-1062	0
TOTAL	1507	1032	-326	197	-2191	-1250	-1046	0
POIDS	.23	.27	.46	.47	.23	.27	.23	.31
RANG 3								
COMPOSITION	-238	76	-7	-409	326	269	-139	0
TRAITEMENT	402	1389	185	703	-1755	-529	-845	0
TOTAL	164	1465	178	294	-1429	-260	-984	0
POIDS	.36	.39	.32	.39	.47	.53	.47	.40
RANG 4								
COMPOSITION	-391	14	-772	-1311	509	865	1012	0
TRAITEMENT	-1934	2017	-518	858	947	-856	232	0
TOTAL	-2325	2029	-1290	-453	1856	9	1244	0
POIDS	.31	.23	.16	.10	.25	.16	.25	.21
TOUS RANGS								
COMPOSITION (3)	-189	114	-104	-506	492	382	187	0
PCT. DE (1)	-.66	.39	-.37	-1.78	1.58	1.37	.65	0.00
TRAITMT (4)	42	1098	-241	606	-1187	-936	-809	0
PCT. DE (1)	.32	3.71	-.84	2.25	-4.15	-3.36	-2.83	0.00
TOTAL (2)+(3)+(4)	342	1212	-1145	-1232	372	-402	355	0
PCT. DE (1)	.43	4.11	-2.71	-2.10	-.64	-1.72	-.67	0.00

Source: I.I. ECART08 (21,3,80).

Les résultats de l'exercice où l'analyse de l'écart des traitements moyens attribuables à l'effet de composition et à l'effet de traitement sont calculés directement avec les résultats des régressions tous rangs sont intéressants, parce que le fait qu'ils diffèrent des précédents permet de mettre en évidence d'autres caractéristiques de la structure de rémunération qui sont rattachées celles-là, aux politiques de promotion propres à chaque établissement.

Le tableau 23 présente d'abord les résultats de l'exercice en fonction des trois modèles estimés. Ici encore, le modèle EXPERIENCE-AGE AU DIPLOME produit une estimation de l'ordre de grandeur des écarts de traitements non expliqués par l'effet de composition qui semble atténuer la distorsion que peut introduire l'analyse effectuée à l'aide du modèle AGE dans un établissement où la pratique de fixation des traitements serait axée sur l'expérience ou la distorsion inverse. Qualitativement, en tout cas, les résultats ne sont pas changés. Ils sont accentués cependant pour toutes les universités, à l'exception de Bishop's.

Tableau 23

Ecarts attribuables à l'effet de traitement en pourcentage du salaire moyen, avec les modèles appliqués tous rangs

Université	Nombre	Salaire moyen	Modèle		
			Age_2 et Age^2	$Expérience_2$ et $expérience^2$	Expérience et âge au diplôme
Laval	892	28,574	2.29	.87	1.76
Montréal	796	29,443	4.21	3.59	3.99
Sherbrooke	271	27,090	-.47	-2.18	-1.11
du Québec	865	27,001	3.13	1.76	2.92
Bishop's	53	28,590	-2.45	.10	-1.52
McGill	787	28,806	-6.07	-3.44	-5.20
Concordia	486	27,832	-6.52	-4.0	-5.70
Ensemble	4,130	28,233	0	0	0

Source: I.I. TOURANS (15,4,80).

Une fois regroupés, au tableau 24, les résultats des deux exercices (tous rangs et par rang), les différences constatées pour certaines universités peuvent surprendre dans un premier temps. Par exemple, le salaire moyen à l'Université Laval, qui était supérieur à la moyenne de .43 de 1% ($341), l'était de .32 de 1% ($892) quant au traitement lorsqu'on regroupait les résultats de l'analyse par rang, alors qu'il est supérieur de 1.75% ($495) selon ce qu'indique l'analyse tous rangs. Ces différences méritent qu'on y porte quelqu'attention.

Tableau 24

Ecart de traitement et écart de composition par rapport à l'ensemble: comparaison des exercices tous rangs et par rang le modèle ADIP-EXP-EXP**2

Université		Traitement moyen (nombre)	Ecart brut	Ecart de composition		Ecart de traitement	
				par rang	tous rangs	par rang	tous rangs
Laval	$	28,574	341	250	-148	92	495
	%	(892)	(.43)	(.89)	(-.52)	(.32)	(1.75)
Montréal	$	28,443	1,210	119	89	1,093	1,123
	%	(796)	(4.10)	(.42)	(.32)	(3.97)	(3.98)
Sherbrooke	$	27,060	-1,143	-884	-834	-261	-312
	%	(271)	(-2.79)	(-3.13)	(-2.95)	(-.92)	(-1.11)
du Québec	$	27,001	-1,232	-1,838	-2,021	606	795
	%	(861)	(-2.10)	(-6.51)	(-7.16)	(2.15)	(2.82)
Bishop's	$	28,590	357	1,184	784	-809	-428
	%	(53)	(-.46)	(4.12)	(2.78)	(-2.97)	(-1.52)
McGill	$	28,806	373	1,559	1,837	-1,187	-1,467
	%	(787)	(-.64)	(5.52)	(6.51)	(-4.21)	(-5.20)
Concordia	$	27,832	-601	534	1,206	-936	-1,609
	%	(486)	(-1.72)	(1.89)	(4.27)	(-3.31)	(-5.70)
Ensemble	$	28,233	0	0	0	0	0
	%	(4,130)	0	0	0	0	0

Source: I.I. TOUPANE (15,4,80), ECARAB (29,4,80).

Plus précisement, il faut répondre à deux questions:

1) quelle est la source de l'écart entre les résultats des deux exercices et
2) lequel des deux résultats doit être retenu.

Un premier indice, le coefficient de détermination, qui est beaucoup plus élevé dans l'exercice tous rangs que dans l'exercice rang par rang (le R^2 est de 84.5% pour la régression toutes universités, tous rangs, alors qu'il est de 24.9%, 33.9%, 28.2% et 35.4% pour chacun des rangs) peut inciter à croire que les résultats de l'exercice tous rangs devraient être préférés. Mais l'examen de la nature de l'écart entre les résultats des deux exercices permet d'autres considérations.

En effet, comme la valeur moyenne des vaiables indépendantes pour la population de l'ensemble des rangs est la somme pondérée de la valeur moyenne de ces variables pour la population de chacun des rangs, il est possible d'appliquer la méthode d'analyse des écarts de traitement à l'intérieur de chaque établissement

en utilisant l'équation de régression pour l'ensemble des rangs et l'équation de régression pour chaque rang.

La différence entre les résultats des deux exercices pour chaque établissement peut alors s'exprimer comme suit:

$$\begin{pmatrix} w_u^1 & w_u^2 & w_u^3 & w_u^4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \bar{X}_u^1 \left[(B_u - B_u^1) - (B_r - B_r^1) \right] \\ \bar{X}_u^2 \left[(B_u - B_u^2) - (B_r - B_r^2) \right] \\ \bar{X}_u^3 \left[(B_u - B_u^3) - (B_r - B_r^3) \right] \\ \bar{X}_u^4 \left[(B_u - B_u^4) - (B_r - B_r^4) \right] \end{pmatrix}$$

où "u" est mis pour une université quelconque et
"r" pour le référentiel.

Avec ce calcul, il est possible de mesurer l'existence d'un écart de traitement entre le traitement moyen de la population d'un rang donné lorsque sa rémunération est estimée avec l'équation provenant de l'exercice tous rangs et sont traitement établi avec l'équation propre à ce rang; c'est l'expression

$$\bar{X}_u^i \quad (B_u - B_u^i)$$

le même exercice est fait dans le référentiel:

$$\bar{X}_u^i \quad (B_r - B_r^i)$$

Ces calculs ont été faits pour quelques établissements. Dans les deux premiers rangs, la différence entre les coefficients de l'exercice tous rangs et les coefficients de la régression propre au rang produit un écart de traitement positif; dans les rangs d'agrégé et de titulaire, l'écart est négatif.

Ce résultat s'explique bien par le fait qu'on peut retrouver des personnes avec un petit nombre d'années d'expérience dans les rangs supérieurs au rang de chargé d'enseignement, et des professeurs qui comptent plusieurs années d'expérience dans des rangs inférieurs à ceux d'agrégé et de titulaire.

Quant à l'écart total entre les résultats des deux exercices, il dépend ensuite, bien sûr, de l'importance relative des écarts mentionnés dans chaque établissement.

d'une part, et dans le référentiel d'autre part. Mais on n'entrera pas dans ce degré de détail ici.

On peut conclure que les résultats de l'exercice tous rangs peuvent être préférés dans le cas où on souhaiterait standardiser pour tenir compte des différences entre établissements en ce qui a trait aux politiques de promotion. Mais si on reconnait que l'appartenance à un rang académique donné constitue une caractéristique plus déterminante que le nombre d'années d'expérience, alors les résultats de l'exercice fait rang par rang devraient être considérés comme plus précis.

4.2.2 Les autres groupes disciplinaires

Pour les groupes disciplinaires qui ont été traités séparément, administration, droit, génie, etc., on a appliqué la même méthode de ventilation des écarts de traitement et de composition, mais en se limitant au modèle de régression AGE AU DIPLOME - EXPERIENCE.

De plus, on ne présente les résultats que de l'exercice où le modèle de régression est appliqué successivement dans chacun des rangs. Ces résultats apparaissent au tableau 25. Dans la plupart des cas, la situation d'une université par rapport à l'ensemble se trouve la même pour la plupart des disciplines. Quelques exceptions intéressantes cependant: à l'Université de Sherbrooke, les professeurs de génie et de droit ont un traitement supérieur à ce qu'il est dans l'ensemble. A l'Université McGill, les professeurs d'administration sont payés au dessus de l'ensemble alors qu'ils se trouvent en dessous pour la plupart des autres groupes disciplinaires.

Dans les tableaux A-14 et A-15 de l'Annexe, on présente, pour le groupe administration, d'abord les valeurs moyennes des traitements, de l'âge et de l'expérience (tableau A-14), puis, les coefficients du modèle de régression (tableau A-15). On donne ensuite les mêmes renseignements pour les autres groupes dans les tableaux

A-16 et A-17 pour droit,
A-18 et A-19 pour génie,
A-20 et A-21 pour médecine, et
A-22 et A-23 pour le groupe des non-médecins en médecine.

Tableau 25

Décomposition de l'écart entre les traitements moyens des professeurs chercheurs des universités du Québec et le traitement moyen dans l'ensemble des universités du Québec selon la discipline: regroupement des résultats de l'analyse par rang

Discipline \ Université	Université Laval		Université de Montréal		Université de Sherbrooke		Université du Québec		Université McGill		Université Concordia		Université Bishop's		Ensemble salaire nombre
	$	%	$	%	$	%	$	%	$	%	$	%	$	%	%
Groupe homogène															
écart total[a]	342	1.2	1,212	4.3	1,145	-4.0	-1,232	-4.4	372	1.3	-402	-1.4	355	1.2	28,234
composition	250	0.9	119	0.4	-884	-3.1	-1,838	-6.5	1,559	5.5	534	1.9	1,164	4.1	4,130
traitement	92	0.3	1,093	3.9	-261	-0.9	606	2.1	-1,187	-4.2	-936	-3.3	-809	-2.9	68.2
Administration			H.E.C.[**]												
écart total	390	1.4	1,008	3.5	-928	-3.2	-3,397	-12.0	4,351	15.3	-325	-1.1	-2,058	-7.2	28,402
composition	1,523	5.4	143	0.5	163	0.6	-3,232	-11.4	2,206	7.8	277	1.0	-14	-.0	381
traitement	-1,133	-4.0	865	3.0	-1,091	-3.8	-165	-0.5	2,145	7.5	-602	-2.1	-2,044	-7.2	6.3
Génie			Poly.[***]												31,404
écart total	2,145	6.8	773	2.4	-1,424	-4.5	-2,007	-6.4	-1,052	-3.3	-818	2.6			481
composition	2,641	8.4	226	0.7	-1,916	-6.1	-1,461	-4.6	220	0.7	-1,393	-4.4			8.0
traitement	-496	-1.6	547	1.7	492	1.6	-546	-1.7	-1,272	-4.0	575	1.8			
Droit															30,007
écart total	-863	-2.9	1,685	5.6	-773	-2.6	-6,080	-20.3	2,328	7.8					169
composition	-788	-2.6	1,433	4.8	-1,071	-3.6	-4,652	-15.5	2,319	7.7					2.6
traitement	-75	-0.2	252	0.8	298	1.0	-1,428	-4.8	9	0.1					
Médecine (médecins)															34,215
écart total	1,733	5.1	2,304	6.7	-1,247	-3.6			-2,392	-7.0					626
composition	601	1.8	751	2.2	-1,762	-5.1			295	0.9					10.3
traitement	1,132	3.3	1,553	4.5	515	1.5			-2,687	-7.9					
Médecine (non-médecins)															29,658
écart total	-1,734	-5.9	578	1.9	-939	-3.2			1,246	4.2					277
composition	-2,022	-6.8	349	1.2	-808	-2.7			1,611	5.4					9.6
traitement	288	.9	230	0.7	-131	-0.4			-365	-1.2					
Toutes disciplines															29,226
écart total	381	1.3	1,274	4.4	-1,154	-3.9	-1,469	-5.0	104	0.4	-433	-1.5	5	.0	6,055
composition	286	1.0	281	1.0	-1,139	-3.9	-1,970	-6.7	1,306	4.5	330	1.1	993	3.4	100.0
traitement	95	0.3	993	3.4	-15	-.0	501	1.7	-1,202	-4.1	-763	-2.6	-988	-3.4	

Source: tableau 22 et ECARXX (XX - 01, ..., 04, 06) des 24 et 260380.

[a] Par rapport au salaire moyen de l'ensemble des universités tel qu'on le trouve dans la dernière colonne. L'écart total vient de l'addition des écarts calculés à l'aide des paramètres présentés à la page 65. D'où la différence d'arrondissement par rapport aux écarts qu'on calculerait avec les chiffres des tableaux 14, A-14, A-16, A-18, A-20 et A-22.

[**] Il s'agit ici de l'Ecole des Hautes Etudes Commerciales: l'affiliation à l'Université de Montréal et la spécialisation disciplinaire sont commodes pour réduire le format du tableau, mais il faut noter l'identité de l'institution.

[***] Il s'agit ici de l'Ecole Polytechnique. Voir la note [**] sur les motifs de cette présentation.

ANNEXE

Tableau A-1

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE LAVAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
1. MEDECINE			
3000	Médecine	Direction	4
3002		Anatomie	7
3003		Pathologie	8
3004		Biochimie	2
3005		Microbiologie	4
3006		Physiologie	7
3010		Pharmacologie	1
3020		Cliniques médicales	26
3021		Cliniques chirurgie	11
3022		Cliniques pédiatrie	6
3023		Cliniques obstétrique	2
3024		Cliniques anesthésie	4
3025		Cliniques radiologie	1
3026		Clin oto-rhino-laryngo	5
3027		Cliniques psychiatrie	4
3028		Méd socio-préventive	3
3031		Int & rés direction	2
3032		Int & rés pathologie	1
3036		Interne & résident	7
3037		Int & rés chirurgie	2
3038		Int & rés pédiatrie	1
3044		Int & rés méd soc prév	2
Total			114
2. MEDECINE DENTAIRE			
3100	Médecine dentaire	Direction	21
3. SANTE AUTRES			
2900	Sciences de la santé	Direction	2
4400	Pharmacie	Direction	12
4900	Sc infirm	Direction	24
Total			38
4. DROIT			
3200	Droit	Direction	50

UNIVERSITE LAVAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
5. ADMINISTRATION			
4300	Sc administration	Direction	68
6. ECONOMIQUE			
3303	Sc sociales	Economique	19
7. PSYCHOLOGIE			
3310	Sc sociales	Ecole de psychologie	27
8. SOCIOLOGIE			
3301	Sc sociales	Sociologie	22
9. SC POLITIQUE			
3308	Sc sociales	Science politique	27
10. GEOGRAPHIE			
3905	Lettres	Géographie	21
11. HISTOIRE			
3904	Lettres	Histoire	42
13. SC SOC AUTRES			
3300	Sc sociales	Direction	5
3302		Service social	23
3304		Relations industrielles	17
3306		Anthropologie	20
Total			65
14. AMENAGEMENT			
4200	Ecole d'architecture	Direction	24

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE LAVAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
15. ARTS			
3400	Arts	Direction	5
3403		Bacc aux adultes	2
3405		Ecole de musique	34
3406		Ec mus CEGEP Ste-Foy	7
3407		Journalisme	14
3408		Ec des arts visuels	26
Total			88
16. LETTRES			
3908	Lettres	Littérature	55
3914		Langues Linguistique	51
4000	Philosophie	Direction	18
9002	Rech n-subv proj perm	Sociologie religieuse	4
Total			128
17. EDUCATION			
3500	Sc éducation	Direction	7
3501		Education physique	29
3503		Counseling-orientation	23
3504		Pédagogie	19
3505		Admin-polit scolaires	14
3507		Didactique	20
3510		Méthodes quantitatives	9
3511		Technol de l'enseign	8
3521		Prog perf maître franc	1
Total			130
18. BIOLOGIE			
3601	Sciences	Biochimie	12
3602		Biologie	29
3603		Chimie	19
Total			60
19. INFORMATIQUE			
3615	Sciences	Informatique	11

UNIVERSITE LAVAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
20. MATHEMATIQUES			
3609	Sciences	Mathématiques	34
21. PHYSIQUE			
3613	Sciences	Physique	37
22. SCIENCES AUTRES			
3608	Sciences	Géologie-minéralogie	15
3610		Métallurgie	17
3640		C.R.A.M.	1
Total			33
23. GENIE			
3604	Sciences	Génie chimique	12
3605		Génie civil	15
3606		Génie électrique	24
3607		Génie mécanique	18
Total			69
24. FORESTERIE			
3700	Foresterie & Géodésie	Direction	24
3743		Ecologie & Pédologie	9
3744		Aménag sylviculture	13
3745		Exploitation utilisation	6
3746		Géodésie cartographie	11
3747		Photogrammétrie	5
4100	Sc agricult & Aliment	Direction	7
4102		Economie rurale	10
4103		Génie rural	5
4104		Phytotechnie	18
4105		Sols	6
4106		Vivres	7
4107		Zootechnie	8
4108		Diététique	9
Total			138

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE LAVAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
25. THEOLOGIE			
3800	Théologie	Direction	2
3801		Enseignement	23
3804		Institut de catéchèse	8
Total			33
27. AUTRES			
2700	Dir gén prog 1 cycle	Direction	4
3600	Sciences	Direction	4
3900	Lettres	Direction	4
4600	Ecole des gradués	Direction	3
5300	Ens régulier cours été	Direction	1
6001	Administration	Cabinet du recteur	1
6005	Administration	Service finances	1
9033	Rech n-subv proj perm	C.R.A.M.	1
9982	Serv auxil presses	Administration	1
Total			20
39. MEDECINS NA			
2600	Dépt réadaptation	Direction	11
3000	Médecine	Direction	2
3002		Anatomie	6
3003		Pathologie	3
3004		Biochimie	14
3005		Microbiologie	3
3006		Physiologie	13
3010		Pharmacologie	10
3018		Biomédecine	3
3020		Cliniques médicales	9
3022		Cliniques pédiatrie	2
3023		Cliniques obstétrique	2
3026		Clin oto-rhino-laryngo	1

UNIVERSITE LAVAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
3028		Méd socio-préventive	3
3039		Int & rés obstétrique	1
Total			83
40. DENTISTES NA			
3100	Médecine dentaire	Direction	2
TOUS SECTEURS			1404

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE DE MONTREAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
1. MEDECINE			
0601	Faculté de médecine	Direction	5
0602		Anatomie	9
0603		Biochimie	2
0604		Chirurgie	23
0605		Médecine	56
0607		Microbiologie Immunologie	6
0608		Obstétrique Gynécologie	17
0609		Pathologie	8
0610		Pédiatrie	30
0611		Pharmacologie	5
0612		Physiologie	13
0613		Psychiatrie	4
0614		Radiologie	1
0615		Dépt de nutrition	1
0617		Méd sociale préventive	10
0619		Anesthésie-réanimation	3
0620		Administration santé	2
0622		Hygiène du milieu	2
Total			197
2. MEDECINE DENTAIRE			
0201	Faculté méd. dent.	Direction	2
0202		Dentist prévent commun	3
0203		Dentist restauration	23
0204		Stomatologie	9
Total			37
3. SANTE AUTRES			
0701	Fac méd vétérinaire	Direction	1
0702		Anat physio animales	12
0703		Médecine	20
0704		Pathologie microbio	14
0900	Fac de nursing	Faculté de nursing	43
1000	Ec d'opt	Ecole d'optométrie	8
1100	Faculté de pharmacie	Faculté de pharmacie	23
Total			121
4. DROIT			
0301	Faculté de droit	Section générale	45
0302		Inst rech droit public	6
Total			51
6. ECONOMIQUE			
0524	Fac arts et sciences	Sciences économiques	21
3200	Cent rech dev économ	Centre de recherche dev économ	2
Total			23
7. PSYCHOLOGIE			
0512	Fac arts et sciences	Inst. psychologie	64
0513		Ecole psycho-éducation	11
Total			75
8. SOCIOLOGIE			
0528	Fac arts et sciences	Sociologie	19
9. SC POLITIQUE			
0525	Fac arts et sciences	Sciences politiques	16
10. GEOGRAPHIE			
0504	Fac arts et sciences	Géographie	14

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE DE MONTREAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
11. HISTOIRE			
0505	Fac arts et sciences	Histoire	31
0529		Inst hist socio polit	6
Total			37
12. BIBLIOTHECONOMIE			
0507	Fac arts et sciences	Ec bibliothéconomie	9
13. SC SOC AUTRES			
0521	Fac arts et sciences	Anthropologie	16
0522		Criminologie	18
0523		Démographie	9
0526		Relations industrielles	13
0527		Ecole serv social	16
Total			72
14. AMENAGEMENT			
0101	Faculté aménagement	Direction	1
0102		Ecole d'architecture	35
0103		Institut d'urbanisme	15
Total			51
15. ARTS			
0800	Faculté de mus	Faculté de musique	22
16. LETTRES			
0502	Fac arts et sciences	Etudes anglaises	14
0503		Etudes françaises	25
0506		Linguist philologie	30
0508		Etude ancienne moderne	22
0510		Inst études médiévales	10
0511		Philosophie	17
Total			118

UNIVERSITE DE MONTREAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
17. EDUCATION			
0400	Dépt éduc physique	Dépt éduc physique	25
1301	Faculté sc éducation	Direction	6
1302		Admin scolaire	7
1303		Orthopédagogie	23
1304		Ed préscol & ens élém	12
1305		Ens second & collégial	30
1306		Mesure & évaluation	6
1307		Andragogie	7
1308		Ed comp fondement éduc	7
1309		Tech éducationnelle	9
Total			132
18. BIOLOGIE			
0514	Fac arts et sciences	Chimie	25
0519		Sciences biologiques	25
Total			50
19. INFORMATIQUE			
0516	Fac arts et sciences	Informatique	20
20. MATHEMATIQUES			
0517	Fac arts et sciences	Mathématiques	34
1800	Cent rech math	Cent rech mathématique	2
Total			36
21. PHYSIQUE			
0518	Fac arts et sciences	Physique	32
22. SCIENCES AUTRES			
0515	Fac arts et sciences	Géologie	11

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE DE MONTREAL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
25. THEOLOGIE			
1400	Fac de théol	Faculté de théologie	20
27. AUTRES			
0501	Fac arts et sciences	Direction	8
1500	Fac ét sup	Fac études supérieures	4
1600	Fac éduc perm	Fac éducation permanente	1
2100	Cen de sond	Centre de sondage	1
3400	Cen rech écol	Cent rech écologie	2
3700	Ctre rech sur transport	Ctre rech sur transport	3
3800	Ctre rech Caraïbes	Ctre rech Caraïbes	1
Total			20
39. MEDECINS NA			
0602	Faculté de médecine	Anatomie	6
0603		Biochimie	9
0605		Médecine	1
0607		Microbiologie Immunologie	8
0609		Pathologie	1
0611		Pharmacologie	5
0612		Physiologie	7
0613		Psychiatrie	1
0615		Dépt de nutrition	15
0616		Ecole de réadaptation	20
0617		Méd sociale préventive	1
0620		Administration santé	6
0622		Hygiène du milieu	2
Total			82
40. DENTISTES NA			
0202	Fac médecine dentaire	Dentist prévant commun	2
0204		Stomatologie	1
Total			3
TOUS SECTEURS			1268

HAUTES ETUDES COMMERCIALES

Secteur Code	Unité	Nombre
5. ADMINISTRATION		
1100	Finance	10
1200	Production	4
1400	Adm org ressources hum	14
1600	Sciences comptables	16
2300	Activités internat	3
2400	Marketing	8
3100	DBA	1
3900	E.A.A. (jour)	1
4300	C.S.A.	2
5000	Recherche	4
Total		63
6. ECONOMIQUE		
2100	Sciences économiques	13
20. MATHEMATIQUES		
2200	Méthodes quantitatives	16
27. AUTRES		
8600	Administration	2
TOUS SECTEURS		94

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

ECOLE POLYTECHNIQUE

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
20. MATHEMATIQUES			
1101	Dépt math	Direction	1
1102		Dépt math autres	17
Total			18
23. GENIE			
0101	Génie civil	Direction	1
0102		Sect environnement	4
0103		Sect hydraulique	7
0104		Sect mécanique sols	4
0105		Sect structures	7
0106		Sect topométrie	3
0107		Sect transports	3
0201	Génie mécan	Direction	1
0202		Sect aérothermique	8
0203		Sect design machines	7
0204		Sect mécanique appliquée	9
0301	Génie électrique	Direction	1
0302		Automat communi inform	12
0303		Sect électronique	6
0304		Calcul hybride	6
0305		Electromagne hyperfréq	5
0307		Section biomédical	1
0401	Génie chimique	Direction	1
0402		Génie chimique autres	16
0501	Génie métallurgique	Direction	1
0502		Génie métal autres	9
0601	Génie minéral	Direction	1
0602		Section mines	6
0603		Section géologie	11
0801	Génie physique	Direction	1
0802		Sect phy optique	4
0803		Sect phy solides	3
0804		Sect phy rayonnements	2
0805		Sect phy générale	6
0901	Génie industriel	Direction	1

ECOLE POLYTECHNIQUE

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
0902		Sect administration	2
0903		Sect économie-finance	5
0904		Sect production	4
0905		Sect recherche opérationnel	4
1201	Inst génie nucléaire	Direction	1
1202		Inst génie nucl autres	6
Total			169
27. AUTRES			
3101	Direction Recherche	Direction	1
TOUS SECTEURS			188

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE DE SHERBROOKE

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
1. MEDECINE			
0501	Faculté de médecine	Anatomie & biol cellul	4
0502		Biochimie	1
0503		Biophysique	3
0504		Microbiologie	4
0505		Pathologie	5
0506		Pharmacol physiologie	6
0509		Médecine	39
0510		Pédiatrie	11
0511		Psychiatrie	11
0512		Radiologie	8
0513		Méd nucl radiobiologie	3
0514		Anesthésie-réanimation	9
0515		Chir card-vasc thoraci	2
0516		Chir plastic générale	7
0517		Chirurgie orthopédique	3
0518		Neurochirurgie	3
0519		Obstétrique gynécologie	6
0520		Ophtalmologie	4
0521		Oto-Rhino-Laryngologie	5
0522		Urologie	3
0527		Médecine de famille	8
0528		Sc santé communautaire	4
Total			149
4. DROIT			
0301	Faculté de droit	Personnel enseignant	28
5. ADMINISTRATION			
0201	Faculté administration	Finances	9
0202		Gestion des opérations	9
0203		Management	9
0204		Marketing	7
0205		Sciences comptables	11
Total			45
6. ECONOMIQUE			
0102	Fac des arts	Economique	12

UNIVERSITE DE SHERBROOKE

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
7. PSYCHOLOGIE			
0108	Fac des arts	Psychologie	16
10. GEOGRAPHIE			
0104	Fac des arts	Géographie	15
11. HISTOIRE			
0105	Fac des arts	Histoire	12
13. SC SOC AUTRES			
0109	Fac des arts	Service social	17
16. LETTRES			
0101	Fac des arts	Anglais	8
0103		Français	22
0107		Service	9
Total			39
17. EDUCATION			
0400	Formation des maîtres	Personnel enseignant	32
0602	Faculté sc éducation	Pédagogie	17
0605		Dépt éduc spécialisée	11
0606		Dépt infor scol & prof	5
1301	Fac éduc phys et sport	Dépt kinanthropologie	21
Total			86
18. BIOLOGIE			
0801	Faculté des sciences	Biologie	19
0802		Chimie	21
Total			40
20. MATHEMATIQUES			
0803	Faculté des sciences	Mathématiques	25

UNIVERSITE DE SHERBROOKE

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
21. PHYSIQUE			
0804	Faculté des sciences	Physique	14
23. GENIE			
0700	Fc sciences appliquées		1
0701		Génie civil	18
0702		Génie électrique	18
0703		Génie mécanique	18
0705		Génie chimique	10
Total			65
25. THEOLOGIE			
0900	Faculté de théologie	Personnel enseignant	18
27. AUTRES			
1108	Services académiques	Dir gén educ perm	4
39. MEDECINS NA			
0501	Faculté de médecine	Anatomie & biol cellul	5
0502		Biochimie	8
0503		Biophysique	2
0504		Microbiologie	3
0506		Pharmacol physiologie	2
0509		Médecine	2
0510		Pédiatrie	2
0513		Méd nucl radiobiologie	5
0519		Obstetric gynécologie	1
0527		Médecine de famille	1
0528		Sc santé communautaire	4
Total			35
TOUS SECTEURS			620

UNIVERSITE BISHOP'S

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
5. ADMINISTRATION			
0102	The Faculty	Business administ	9
6. ECONOMIQUE			
0106	The Faculty	Economics	4
7. PSYCHOLOGIE			
0118	The Faculty	Psychology	4
8. SOCIOLOGIE			
0120	The Faculty	Sociology	3
9. SC POLITIQUE			
0117	The Faculty	Political Science	3
10. GEOGRAPHIE			
0111	The Faculty	Géographie	2
11. HISTOIRE			
0112	The Faculty	History	4
15. ARTS			
0105	The Faculty	Drama	2
0114		Music	1
0122		Fine Arts	1
Total			4
16. LETTRES			
0104	The Faculty	Classics	2
0108		Economics	6
0109		Foreign Languages	1
0110		French	2
0115		Business Administ	2
0119		Religion	3
Total			16

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE BISHOP'S

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
17. EDUCATION			
0107	The Faculty	Education	2
18. BIOLOGIE			
0101	The Faculty	Biology	5
0103		Chemistry	4
Total			9
20. MATHEMATIQUES			
0113	The Faculty	Mathematics	4
21. PHYSIQUE			
0116	The Faculty	Physics	3
27. AUTRES			
0121	The Faculty	Directorate	1
TOUS SECTEURS			68

UNIVERSITE McGILL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
1. MEDECINE			
0601	Medicine	Faculty Administration	1
0603		Anatomy	3
0605		History of Medicine	1
0606		Epidemiology Health	4
0607		Psychiatry	3
0608		Paediatrics	11
0609		Obstetrics Gynaecology	10
0610		Ophtalmology	3
0611		Otolaryngology	2
0612		Physical Occup Therapy	9
0613		Pathology	8
0614		Pharmac. Therapeutics	15
0615		Anaesthesia	6
0616		Physiology	6
0617		Microbiol. Immunology	3
0618		Med. Clinical Medicine	35
0620		Experimental Surgery	3
0621		School Graduate Nurses	12
0622		Clinical Surgery	10
0623		Clinical Surgery R V H	11
0624		Clinical Surgery M C H	6
0625		Anaesthesia Research	1
0628		Mtl Neurological Hosp	17
0631		Diagnostic Radiology	1
0632		Residency Programme	1
0633		School Human Disorders	3
0634		Biomedical Engineering	2
0638		School Nursing Spe Pro	2
1901	Hospital Services	Pathology Services	4
1902		Microbiol Immunol Serv	1
Total			194
2. MED DENTAIRE			
0700	Dentistry		18
4. DROIT			
0501	Law	Law	26

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE McGILL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
5. ADMINISTRATION			
1001	Management	Faculty Administration	7
1002		Accountancy	14
1003		Business Commerce	32
Total			53
6. ECONOMIQUE			
0302	Arts	Economics	22
7. PSYCHOLOGIE			
2003	Science	Psychology	31
8. SOCIOLOGIE			
0327	Arts	Sociology	16
9. SC POLITIQUE			
0304	Arts	Political Science	22
10. GEOGRAPHIE			
2002	Science	Geography	23
11. HISTOIRE			
0307	Arts	History	20
12. BIBLIOTHECONOMIE			
1107	Graduate Studies	Grad School Library Sc	9
13. SC SOC AUTRES			
0315	Arts	Anthropology	12
1108	Graduate Studies	Indust Relation Centre	1
1109		School of Social Work	17
Total			30

UNIVERSITE McGILL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
14. AMENAGEMENT			
0202	Engineering	Architecture	11
1110	Graduate Studies	Urban Planning	3
Total			14
15. ARTS			
0309	Arts	Art History	5
0800	Music		41
Total			46
16. LETTRES			
0303	Arts	Classics	9
0305		English	43
0308		Spanish	10
0310		Italian Lang Litt	6
0311		French	29
0312		Philosophy	14
0314		German	10
0320		Art History	9
0321		Linguistics	7
0322		Russian	5
0323		East Asian Languages	3
0324		Jewish Studies	7
0332		Cent Etud Canad-Franc	3
0333		French Summer School	1
0334		Comparative Literature	1
0900	Religious Studies		11
0901		Inst. Islamic Studies	7
Total			175
17. EDUCATION			
0400	Education		150
0401		Plan directeur	5
Total			155

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE McGILL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
18. BIOLOGIE			
2004	Science	Biology	41
2007		Chemistry	28
2008		Indust Cellular Chemis	1
Total			70
19. INFORMATIQUE			
0209	Engineering	Computer Science	11
20. MATHEMATIQUES			
2010	Science	Mathematics	49
21. PHYSIQUE			
2006	Science	Physics	32
22. SCIENCES AUTRES			
2005	Science	Meteorology	8
2009		Geological Science	15
2012		Marine Science Centre	7
2013		Inst. Parasitology	4
Total			34
23. GENIE			
0201	Engineering	Faculty Administration	2
0203		Civil Engineering	20
0204		Electrical Engineering	26
0205		Mechanical Engineering	22
0206		Chemical Engineering	13
0207		Mining Metall Eng	20
2001	Science	Faculty Administration	1
Total			104
24. FORESTERIE			
0101	Agriculture	Agronomy	10
0103		Horticulture	3
0104		Agricultural Engineer	5

UNIVERSITE McGILL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
0105		Agricultural Economics	2
0106		Animal Science	11
0108		Food Science	13
0109		Agricultural Physics	4
0111		Plant Pathology	5
0112		Microbiology	6
0113		Entomology	6
0115		Renewable Resources	10
Total			75
27. AUTRES			
0301	Arts	Faculty Administration	1
1101	Graduate Studies	Faculty Administration	2
1201	Other Academic Dept	Museums	2
1202		Cent Learning Develop	4
Total			9
28. McGILL RESEARCH			
0301	Arts	Faculty Administration	5
39. MEDECINS NA			
0601	Medicine	Faculty Administration	2
0603		Anatomy	8
0604		Biochemistry	13
0606		Epidemiology Health	6
0607		Psychiatry	3
0608		Paediatrics	3
0609		Obstetrics Gynaecology	3
0610		Ophtalmology	2
0611		Otolaryngology	2
0612		Physical Occup Therapy	6
0613		Pathology	4
0614		Pharmac. Therapeutics	2
0616		Physiology	7
0617		Microbiol. Immunology	7
0618		Med. Clinical Medicine	3
0621		School Graduate Nurses	12
0622		Clinical Surgery	2

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE McGILL

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
MEDECINS HA (suite)			
0628	Medicine	Mtl Neurological Hosp	1
0631		Diagnostic Radiology	4
0632		Residency Programme	3
0633		School Human Disorders	1
0636		Dépt de méd familiale	3
1901	Hospital Services	Pathology Services	2
1902		Microbiol Immunol Serv	2
Total			97
40. DENTISTES HA			
0700	Dentistry		4
TOUS SECTEURS			1344

UNIVERSITE CONCORDIA

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
5. ADMINISTRATION			
0301	Commerce & Administrat	Deans Office	4
0302		Accountancy	19
0303		Management	20
0304		Finance	11
0305		Marketing	10
Total			64
6. ECONOMIQUE			
8104	Arts & Science	Economics	29
7. PSYCHOLOGIE			
8114		Psychology	19
8. SOCIOLOGIE			
8116	Arts & Science	Sociology Anthropology	27
9. SC POLITIQUE			
8113	Arts & Science	Political Science	19
10. GEOGRAPHIE			
8109	Arts & Science	Geography	10
11. HISTOIRE			
8110	Arts & Science	History	32
13. SC SOC AUTRES			
8102	Arts & Science	Applied Social Science	8
8107		Journalisme	1
8118		Communication Studies	13
Total			22

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE CONCORDIA

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
15. ARTS			
0601	Fine Arts	Dean Office	3
0603		Art History	9
0604		Studio I and II	21
0605		Cinema	3
0606		Theatre Arts	9
0607		Music	6
Total			51
16. LETTRES			
8103	Arts & Science	Classics	5
8106		English	36
8108		French	22
8112		Philosophy	17
8117		Modern Languages/Ling	12
8128		Religion	10
Total			102
17. EDUCATION			
0602	Fine Arts	Art Education	7
8105	Arts & Science	Education	19
8125		Bio-Physical Education	7
8126		TESL	13
Total			46
18. BIOLOGIE			
8119	Arts & Science	Biology	25
8121		Chemistry	22
Total			47
19. INFORMATIQUE			
0405	Engineering	Computer Science	21
20. MATHEMATIQUES			
0306	Commerce & Administrat	Quantitative Methods	16

UNIVERSITE CONCORDIA

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
8120	Arts & Sc	Mathematics	42
Total			58
21. PHYSIQUE			
8122	Arts & Science	Physics	16
22. SCIENCES AUTRES			
8123	Arts & Science	Geology	7
23. GENIE			
0401	Engineering	Dean's Office	3
0402		Civil	9
0403		Electrical	17
0404		Mechanical	20
0406		Building Studies	9
Total			58
25. THEOLOGIE			
8115	Arts & Science	Theological Studies	8
27. AUTRES			
0501	Graduate Studies	Office Grad Studies	1
8101	Arts & Science	Dean's Office	13
8111		Cent Interdisc Studies	3
Total			17
TOUS SECTEURS			673

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE DU QUEBEC A MONTREAL

Secteur Code	Sous-unité	Nombre
4. DROIT		
3301	Sc. juridiques	12
5. ADMINISTRATION		
0101	Fam économie & sdm	1
0801	Sc. administratives	31
4810	Chaire de Management	1
Total		33
6. ECONOMIQUE		
1301	Sc. économiques	15
7. PSYCHOLOGIE		
2301	Psychologie	30
8. SOCIOLOGIE		
3101	Sociologie	23
9. SC POLITIQUE		
2701	Sc. politique	23
10. GEOGRAPHIE		
1501	Géographie	14
11. HISTOIRE		
1601	Histoire	19
13. SC SOC AUTRES		
1201	Communications	13
2801	Rass études urbaines	5
3001	Sexologie	11
3501	Regroup travail social	5
3601	Rass anim & rech cultu	8
Total		42

UNIVERSITE DU QUEBEC A MONTREAL

Secteur Code	Sous-unité	Nombre
15. ARTS		
0901	Arts plastiques	37
1001	Design	16
1702	Histoire de l'art	9
3201	Théâtre & Danse	12
Total		74
16. LETTRES		
0601	Famille des lettres	1
1401	Etudes littéraires	21
1901	Linguistique	27
2101	Philosophie	11
2901	Sc. religieuses	9
Total		69
17. EDUCATION		
1801	Kinanthropologie	17
2602	Maîtrise prof éduc	51
Total		68
18. BIOLOGIE		
1101	Chimie	14
2401	Sc. biologiques	17
Total		31
20. MATHEMATIQUES		
2001	Mathématiques	34
21. PHYSIQUE		
2201	Physique	11
22. SCIENCES AUTRES		
0301	Famille des sciences	1
2501	Science de la terre	10
Total		11

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE DU QUEBEC A MONTREAL

Secteur Code	Sous-unité	Nombre
27. AUTRES		
0401	Fam formation maîtres	1
4503	Décanat gestion acad.	4
4553	Dépt. en formation	3
Total		8
TOUS SECTEURS		517

UNIVERSITE DU QUEBEC

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
3. SANTE AUTRES			
0212	UQTR	Dépt sc de la santé	6
5. ADMINISTRATION			
0305	UQAC	Dépt sc administration	22
0412	UQAR	Dépt sc administration	23
Total			45
16. LETTRES			
0202	UQTR	Dépt lettres	43
0204		Dépt philosophie	10
0306	UQAC	Dépt sc religieuses	6
0411	UQAR	Dépt sc religieuses	9
Total			68
17. EDUCATION			
0218	UQTR	Dépt sc éducation	27
0303	UQAC	Dépt sc éducation	35
0408	UQAR	Dépt sc éducation	29
Total			91
18. BIOLOGIE			
0205	UQTR	Dépt chimie biologie	20
20. MATHEMATIQUES			
0207	UQTR	Dépt mathématiques	15
21. PHYSIQUE			
0208	UQTR	Dépt physique	9
23. GENIE			
0206	UQTR	Dépt ingénierie	19
25. THEOLOGIE			
0210	UQTR	Dépt théologie	9

Classifications et effectifs des unités et sous-unités administratives des universités du Québec

UNIVERSITE DU QUEBEC

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
27. AUTRES			
0211	UQTR	Dépt sc activité phys	13
0311	UQAC	Recherche	1
0312		Direction pédagogique	1
Total			15
29. SC HUMAINES			
0209	UQTR	Dépt sciences humaines	32
0302	UQAC	Dépt sciences humaines	35
0409	UQAR	Dépt sciences humaines	29
Total			96
30. SC PURES ET APP			
0304	UQAC	Dépt sc pures & app	50
0410	UQAR	Dépt sciences pures	36
Total			86
31. ADM ECO			
0201	UQTR	Dépt adm économie	30
32. PSYCHO EDUC PHYS			
0203	UQTR	Dépt psycho éduc phys	25
33. ENS REC CEUOQ			
0805	CEUOQ	Enseign recherche	79
34. INRS			
0502	INRS	Urbanisation	12
0503		Energie	14
0504		Eau	16
0506		Santé	7
0507		Télécommunications	6
0508		Pétrole	3
0509		Education	8
0510		Océanologie	3
Total			69

UNIVERSITE DU QUEBEC

Secteur Code	Unité	Sous-unité	Nombre
35. ENAP			
0402	ENAP	Enseign rech (Reg)	11
36. ARMAND FRAPPIER			
1002	Inst Armand Frappier	Recherche	32
1003		Production	3
Total			35
38. ETS			
1102	ETS	Enseignement	17

Tableau A-2

Identification des groupes disciplinaires dont les coefficients ont une valeur significative, selon l'université (exercice tous rangs)

	Laval	Montréal	Sherbrooke	McGill	Concordia	Bishop's	du Québec	Ensemble
médecine	4670	4249	5359	2788				4117
méd. dent.	-5121	3321		3041				1500
méd. n.a.	838	1120		2919				1485
dent. n.a.	4059							
santé		1290						2241
droit	988	4118	5692	7130				4073
adm.	813	3228	2221	5589	1730		1504	2352
écon.		2094		4452				1748
psycho								
socio								
politique								
géographie								
histoire								
biblio.								
sc.soc.-autres								
aménag.				2997				1206
arts	-564	-3265		-2462	1960		-900	-1453
éducation		-1534		-1154	-1330	-5833	461	-589
bio.		1257	1641	2847				1149
info.								
math.								
physique		1806		2941				1355
sc. autres								
génie		1548	3290	1462	3188			2052
foresterie								
théologie	-1198	-2384			-3397			-1343
autres	1641	2436			4532		1048	2613
sexe	-1003*	-2783*		-3771	-1375*		-531*	-2074*
ct.	8345*	9150*	8800*	5026*	-6808*	6937*	6514*	6274*
exp.	947*	1166*	1223*	843*	984*	1156*	1126*	963*
$exp.^2$	-10.8*	-12.7*	-14.9*	-8.3*	-9.8*	-10.5*	-14.8*	-9.8*
âge bach.	280*	177*	90.9*	301*	226*		284*	310*
Ph.D.	1077*	1162*	1769*	2127*	2052*		2749*	1833*
R^2	.808	.770	.846	.550	.556	.809	.784	.647
INRS							1699	3286
ENAP							3736	4757
adm. écon.							1258	1749
IAF								1264
sc. pures								919
ens.rech.CEUQQ								1268

Note: Modèle ADIP-EXP-EXP**2

Tableau A-3

Identification des groupes disciplinaires dont les coefficients ont une valeur significative selon l'université et le rang

Université	Laval			Montréal*			Sherbrooke			McGill			Concordia			Bishop's			du Québec			Toutes universités		
Rang	2	3	4	2	3	4	2	3	4	2	3	4	2	3	4	2	3	4	2	3	4	Adjoint	Agrégé	Titulaire
Médecine	*	*	*	*	*	*	*	*	*													3553	3587	4670
Médecine dentaire	*	*		*	*						*												2672	1860*
Santé-autres					*																	942	988	
Droit			*	*	*	*	*	*	*		*											1153	2196	2436
Administration	*				*		*			*	*			*	*							1110	2141	2000
Economique					*						*			*									1998	
Psychologie								*						*						*			839*	
Sociologie																								
Politique			*																		*			
Géographie					*																			
Histoire					*																			
Biblioth.																								
Sc. sociales autres																								
Aménagement	*		*																					
Arts										*	*													
Lettres																			*				368*	
Education					*																			
Biologie					*			*						*										1983*
Informatique					*			*							*								510	
Mathématiques	*				*			*									*							
Physique								*														-509	871*	
Sciences-autres					*			*	*	*				*	*				*			846	1429	
Génie											*			*	*									
Foresterie				*																				
Théologie														*	*					*		743*	2757	3151
Autres	*	*	*		*	*																10043		
McGill Research										*														
Sciences humaines																					*		-868*	
Sc. pures et appl.																					*			
Adm. écon.																								
Psycho éduc. phys.																								
Ens. tech. CEUOQ																			*			943	812*	
INRS																			*			4229		
ENAP																								
Armand Frappier																								
Télé-Université																								
ETS																						1153	1696	
Méd. n.a.	*		*		*	*	*			*	*	*										3966		
Dent. n.a.	*			*						*														

* Incluant HEC et Poly

Tableau A-4

Coefficients du modèle EXPERIENCE-EXPERIENCE AU CARRE - AGE à l'obtention du diplôme de premier cycle et valeur moyenne de l'âge à l'obtention du diplôme de premier cycle

Rang Université	Coefficients				Age moyen au diplôme	R^2 corrigé	Erreur de la régr.	Coeff. de variabilité
	C^te	(1)	(2)	(3)				
Chargé d'enseignement								
Laval	12182	461	-8.7	248	24.3	.601	1086	8.1
Montréal	13820	372	-6.7*	112	24.6	.404	1384	7.3
Sherbrooke(4)	10232	-530*	61.1	6*	24.3	.825	844	4.5
du Québec(4)	17048	487*	-10.4*	-50*	23.4	.178	1209	6.7
Bishop's(4)	-	-	-	-	25.3	-	-	-
McGill	9974	160*	3.8*	266	22.4	.466	2187	11.4
Concordia(4)	15196	710*	-34.5*	-13*	22.6	-.103	2457	13.5
Ensemble	12644	333	-5.0	199	24.0	.249	2010	10.1
Adjoint								
Laval	10024	765	-11.3	316	24.3	.782	1172	4.7
Montréal	14068	714	-14.9	169	24.3	.395	1689	6.9
Sherbrooke	14718	763	-11.1*	49	25.5	.743	1151	5.0
du Québec	12317	997	-16.2	158	23.8	.615	1342	5.7
Bishop's	-9650*	1742*	-5.4*	886	21.8	.259	1807	8.1
McGill	14967	439	-6.1	78	22.7	.366	1693	8.0
Concordia	15843	504	-8.6	52*	22.7	.190	2414	10.9
Ensemble	12117	653	-11.8	228	23.8	.339	2077	8.9
Agrégé								
Laval	15819	606	-8.1	239	24.5	.785	992	3.4
Montréal	21178	714	-10.8	18*	24.1	.392	1964	6.4
Sherbrooke	14019	982	-15.0	130	24.8	.774	1214	4.1
du Québec	21315	420	-5.1	117	24.7	.303	1690	5.7
Bishop's(4)	21470*	160*	8.1*	52*	22.8	.324	2166	7.7
McGill	14898	830	-12.4	67*	22.5	.286	2862	10.3
Concordia	17659	669	-8.2	61*	22.8	.357	2563	8.9
Ensemble	17229	856	-7.7	196	23.7	.252	2431	8.3
Titulaire								
Laval	22729	360	-2.3	159	24.5	.627	1322	3.9
Montréal	22719	654	-9.2	6*	23.6	.498	2274	5.9
Sherbrooke	12750	1638	-25.8	-70*	24.9	.700	1307	3.7
du Québec	19673	790	-9.7	148	25.2	.599	1581	4.4
Bishop's	18389	1286	-16.1*	-171*	22.3	.774	1353	3.4
McGill	14473	1355	-14.7	-105*	22.6	.383	4813	12.5
Concordia	29101	1027	-13.6	-46*	23.5	.174	3466	9.5
Ensemble	22461	765	-7.7	-19*	23.9	.354	3371	9.2
Ensemble								
Laval	9076	1074	-13.9	253	24.4	.941	2084	7.2
Montréal	12621	1212	-13.2	22*	24.1	.717	3628	12.3
Sherbrooke	11370	1260	-15.2	31*	24.7	.822	2301	8.5
du Québec	7119	1290	-18.5	257	24.3	.744	2466	9.1
Bishop's	6847*	1068	-6.9*	188*	22.6	.790	3102	13.9
McGill	9329	966	-7.1	112	22.8	.573	4974	17.4
Concordia	9384	993	-10.3	193	22.7	.565	3950	14.2
Ensemble	8997	1006	-10.4	231	23.8	.645	3684	13.2

Source: I.I. ENSDI8 et REFDI8 (13.2.80).

* Coefficients non significatifs (95%).

(4) A cause des résultats insatisfaisants, la moyenne a été retenue pour décrire les traitements.

Tableau A-5

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression EXPERIENCE-EXPERIENCE AU CARRE

Rang Université	C^te	Expérience		Expérience au carré		R^2 corrigé	Erreur de la régr.	Coeff. de variabilité
		$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.			
Chargé d'enseignement								
Laval	18004	8.2	505	83.2	-10.6	.414	1317	6.2
Montréal	16590	8.4	361	93.2	-6.0*	.371	1422	7.8
Sherbrooke(1)	18416	8.5	-537*	82.7	61.4	.845	706	4.2
du Québec	15451	5.2	610*	29.1	-16.1*	.190	1199	6.6
Bishop's(1)	15833	7.3	-	56.7	-	-	-	-
McGill	15592	14.3	210*	261.9	2.4*	.428	2267	11.9
Concordia(1)	14958	9.8	702*	109.9	-34.2*	-.050	2399	17.2
Ensemble	17453	8.8	332	99.9	-5.3	.179	2100	10.4
Adjoint								
Laval	17903	11.9	727	168.2	-9.9	.669	1383	5.5
Montréal	18761	12.3	632	170.2	-12.4	.331	1775	7.3
Sherbrooke	15981	11.6	751	151.7	-10.5	.740	1158	5.0
du Québec	16421	10.7	952	128.2	-15.1	.671	1417	6.0
Bishop's(1)	11684*	13.1	1601*	187.3	-54.7*	.005	2094	9.4
McGill	16721	13.4	430	209.9	-5.9	.360	1701	8.0
Concordia	17090	14.6	498	253.3	-8.6	.193	2409	10.9
Ensemble	17818	12.1	608	168.7	-10.9	.269	2184	9.3
Agrégé								
Laval	21827	17.4	623	347.6	-8.5	.680	1195	4.1
Montréal	21558	18.7	718	391.1	-10.9	.394	1962	6.4
Sherbrooke	17562	17.7	925	346.4	-11.0	.753	1269	4.3
du Québec	24558	16.3	394	291.6	-4.8	.266	1744	5.9
Bishop's	20861*	18.0	354*	337.5	3.1*	.350	2124	7.5
McGill	16320	21.4	839	511.6	-12.6	.285	2864	10.9
Concordia	18970	20.7	677	470.3	-8.5	.157	2564	9.8
Ensemble	22075	18.8	546	399.1	-7.7	.236	2508	9.6
Titulaire								
Laval	27209	25.9	329	725.6	-2.0*	.586	1392	4.1
Montréal	22921	26.7	855	752.5	-9.3	.490	2268	6.9
Sherbrooke	20974	24.6	1677	622.7	-26.5	.701	1303	3.7
du Québec	22937	23.2	935	573.5	-10.8	.553	1549	4.6
Bishop's	17899	29.5	1022*	906.1	-11.2*	.781	1325	3.5
McGill	12593	29.6	1311	935.5	-13.9	.384	4810	12.5
Concordia	19455	29.3	993	910.3	-13.1	.143	3446	9.4
Ensemble	22018	26.9	763	775.9	-7.5	.355	3369	9.2
Ensemble								
Laval	15063	17.3	1120	380.8	-14.5	.823	2171	7.6
Montréal	13152	17.6	1212	378.5	-13.2	.717	3607	12.2
Sherbrooke	11841	15.7	1297	293.9	-15.1	.823	2289	9.5
du Québec	13214	13.9	1308	233.2	-19.0	.714	2405	9.8
Bishop's	11440	19.1	1042	427.3	-6.5*	.788	3122	10.9
McGill	11771	21.3	976	537.2	-7.4	.572	4980	17.4
Concordia	12798	19.9	1002	463.2	-10.6	.560	3973	13.9
Ensemble	14630	17.6	1010	393.1	-13.7	.632	3732	13.2

Source: I.I. ENSDIS et REFDIS (13,3,80).
* Coefficients non significatifs (95%).
(1) A cause des résultats insatisfaisants, la moyenne a été retenue pour décrire les traitements.

Tableau A-6

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables modèle de régression AGE-AGE AU CARRE

Rang Université	C^te	Age		Age au carré		R^2 corrigé	Erreur de la régr.	Coeff. de variabilité
		$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.			
Chargé d'enseignement								
Laval	2551*	31.5	901	1018.6	-9.5	.620	1060	5.3
Montréal	10421	32.0	342	1056.5	-2.2*	.371	1423	7.5
Sherbrooke	11245*	31.8	147*	1026.3	2.9*	.237	1764	9.3
du Québec(1)	23225*	27.5	-317*	767.2	4.7*	-.061	1371	7.6
Bishop's(1)	15833	31.7	-	1008.9	-	-	-	-
McGill	14920*	35.8	-37*	1333.8	4.2*	.484	2149	11.2
Concordia(1)	1460*	31.5	1052*	1011.9	-16.2*	-.073	2424	13.4
Ensemble	9586	31.7	426	1038.2	-3.2*	.247	2011	10.1
Adjoint								
Laval	445*	35.2	966	1273.2	-7.5	.738	1230	4.9
Montréal	8304	35.7	644	1297.6	-5.3	.344	1758	7.2
Sherbrooke	8787	35.1	504	1260.1	-2.7*	.505	1596	6.9
du Québec	1888*	33.5	924	1143.8	-8.1	.468	1578	6.7
Bishop's(1)	-73491*	33.9	5173*	1162.4	-74.3*	-.025	2125	9.5
McGill	5483*	35.1	659	1264.8	-5.8	.338	1731	8.2
Concordia	9463*	36.2	517	1355.1	-4.4*	.155	2464	11.1
Ensemble	4725	34.8	776	1240.6	-6.7	.311	2119	9.1
Agrégé								
Laval	4630	40.9	918	1727.4	-7.4	.786	991	3.4
Montréal	5780	41.9	971	1795.6	-8.7	.343	2043	6.6
Sherbrooke	3906*	41.5	905	1777.0	-6.9	.703	1393	4.7
du Québec	15140	40.0	520	1628.7	-3.9	.279	1729	5.9
Bishop's	175*	39.9	1104*	1613.9	-9.9*	.189	2372	8.4
McGill	-389*	42.9	1083	1901.4	-9.6	.255	2924	10.5
Concordia	13709	42.3	598	1830.6	-3.9*	.307	2882	9.2
Ensemble	6897	41.6	842	1774.9	-7.1	.291	2433	8.1
Titulaire								
Laval	17482	49.4	450	2494.3	-2.2*	.617	1339	3.9
Montréal	9640*	49.3	884	2477.9	-5.9	.424	2411	6.2
Sherbrooke	-6947*	48.3	1517	2367.1	-13.1	.348	1925	5.4
du Québec	9635*	47.4	859	2293.7	-6.2	.548	1680	4.6
Bishop's	3471*	50.8	1022*	2614.9	-6.7*	.651	1683	4.4
McGill	-33824	51.3	2440	2686.6	-19.7	.339	4985	13.0
Concordia	-19489*	51.8	2057	2745.0	-18.4	.191	3429	9.4
Ensemble	-1695*	49.9	1246	2530.4	-9.4	.297	3516	9.6
Ensemble								
Laval	-12083	40.7	1495	31745.9	-11.6	.819	2203	7.7
Montréal	-14925	40.7	1557	1728.7	-11.0	.630	4125	14.4
Sherbrooke	-14841	39.3	1527	1609.8	-11.4	.697	3006	11.1
du Québec	-10775	37.2	1435	1435.3	-10.9	.668	2809	10.4
Bishop's	-17356*	40.7	1513	1722.9	-9.1*	.731	3515	12.3
McGill	-9693	42.9	1190	1927.3	-8.6	.540	5163	18.0
Concordia	-4789*	41.6	1067	1806.0	-8.5	.524	3615	12.3
Ensemble	-9357	40.4	1319	1709.1	-9.0	.615	3618	13.5

Source: I.I. ENSDIS et REFDIS (13,3,80)

* Coefficients non significatifs (95%).

A cause des résultats insatisfaisants, la moyenne a été retenue pour décrire les traitements.

Tableau A-7

TRAITEMENTS ESTIMES SELON LE MODELE EXPERIENCE ET AGE AU DIPLOME (FIXE A 23 ANS)
UNIVERSITE LAVAL

EXPERIENCE	CHARGE D'ENSEIGNEMENT			ADJOINT			AGREGE			TITULAIRE			TOTAL		
	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE
2	4	18770	.931										4	16991	.843
3	11	19186	.951										11	17996	.892
4	11	19573	.971	3	20167	1.000							12	18973	.941
5	6	19971	.990	3	20830	1.033							9	19923	.988
6	13	20356	1.009	5	21470	1.065							19	20845	1.034
7	25	20684	1.026	9	22048	1.093							33	21739	1.078
8	13	21015	1.042	14	22643	1.123							31	22606	1.121
9	18	21329	1.058	32	23256	1.153	6	26116	1.295				56	23446	1.163
10	12	21625	1.072	18	23806	1.180	13	26569	1.317				44	24257	1.203
11	11	21904	1.086	31	24333	1.207	20	27007	1.339				62	25042	1.242
12	10	22165	1.099	24	24838	1.232	25	27428	1.360	1	30382	1.507	62	25799	1.279
13	4	22409	1.111	12	25320	1.256	30	27833	1.380	2	30685	1.522	48	26528	1.315
14	3	22636	1.122	11	25780	1.279	23	28222	1.399	1	30983	1.536	38	27229	1.350
15	1	22846	1.133	9	26217	1.300	15	28594	1.418	9	31277	1.551	33	27903	1.384
16	2	23038	1.142	5	26632	1.321	21	28951	1.436	6	31566	1.565	34	28550	1.416
17				4	27024	1.340	10	29292	1.452	8	31850	1.579	22	29169	1.446
18				5	27393	1.358	15	29616	1.469	18	32130	1.593	39	29760	1.476
19				1	27740	1.376	19	29924	1.484	21	32406	1.607	37	30324	1.504
20				3	28064	1.392	11	30216	1.498	10	32677	1.620	24	30861	1.530
21				1	28366	1.407	4	30493	1.512	18	32943	1.634	23	31369	1.555
22	1	23827	1.181	1	28645	1.420	6	30753	1.525	18	33205	1.646	26	31851	1.579
23				1	29901	1.435	8	30996	1.537	12	33462	1.659	21	32304	1.602
24	1	23951	1.188				6	31224	1.548	12	33715	1.672	19	32731	1.623
25							2	31436	1.559	12	33963	1.684	14	33129	1.643
26				1	29535	1.465	2	31631	1.568	9	34207	1.696	12	33500	1.661
27	1	24008	1.190				7	31811	1.577	10	34446	1.708	18	33844	1.678
28							5	31974	1.585	9	34680	1.720	14	34160	1.694
29				2	29965	1.486	3	32121	1.593	9	34910	1.731	13	34468	1.708
30				1	30063	1.491	2	32252	1.599	15	35135	1.742	18	34709	1.721
31							5	32367	1.605	11	35356	1.753	16	34942	1.733
32				1	30192	1.497	1	32466	1.610	8	35572	1.764	10	35148	1.743
33							3	32549	1.614	4	35784	1.774	7	35326	1.752
34							1	32616	1.617	7	35991	1.785	8	35476	1.759
35				1	30216	1.498				8	36194	1.795	9	35599	1.765
36										7	36392	1.805	7	35695	1.770
37							2	32719	1.622	8	36585	1.814	10	35763	1.773
38							4	32721	1.623	6	36774	1.823	10	35803	1.775
39										4	36958	1.833	4	35816	1.776
40				1	29804	1.478				4	37138	1.842	5	35801	1.775
41							1	32631	1.618	2	37313	1.850	3	35759	1.773
42										2	37484	1.859	2	35689	1.770

Tableau A-8

TRAITEMENTS ESTIMES SELON LE MODELE EXPERIENCE ET AGE AU DIPLOME (FIXE A 23 ANS)
UNIVERSITE DE MONTREAL

CHARGE D'ENSEIGNEMENT	ADJOINT			AGREGE			TITULAIRE			TOTAL		
N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE
4	17109	.832										4	15491	.753
10	17445	.848										10	16637	.809
7	17772	.864	9	20566	1.000							9	17756	.863
11	18084	.879	6	21146	1.028							15	18849	.917
7	18341	.894	7	21497	1.055							14	19915	.968
9	18666	.908	9	22218	1.080							14	20955	1.019
6	18937	.921	15	22709	1.104	3	26598	1.293				28	21969	1.068
3	19195	.933	20	23171	1.127	5	27127	1.319				28	22956	1.116
8	19439	.945	25	23602	1.148	6	27635	1.344				39	23917	1.163
5	19671	.956	24	24005	1.167	7	28121	1.367				36	24851	1.208
6	19888	.967	23	24377	1.185	19	28586	1.390				48	25758	1.252
5	20093	.977	19	24720	1.202	16	29029	1.411				39	26640	1.295
4	20284	.986	11	25033	1.217	27	29450	1.432	2	32983	1.604	44	27495	1.337
3	20461	.995	14	25316	1.231	24	29849	1.451				41	28323	1.377
2	20625	1.003	8	25559	1.243	21	30227	1.470	6	34135	1.660	37	29125	1.416
			11	25793	1.254	22	30583	1.487	2	34684	1.686	35	29900	1.454
			4	25989	1.264	20	30917	1.503	5	35214	1.712	29	30649	1.490
1	21038	1.023	3	26159	1.272	22	31230	1.519	7	35725	1.737	33	31372	1.525
			4	26287	1.278	22	31521	1.533	13	36218	1.761	39	32068	1.559
1	21246	1.033	1	26392	1.283	13	31790	1.546	11	36693	1.784	26	32737	1.592
			4	26487	1.287	14	32038	1.558	11	37149	1.806	30	33380	1.623
			3	26513	1.289	15	32263	1.569	6	37587	1.828	24	33997	1.653
2	21457	1.043				5	32469	1.579	14	38006	1.848	21	34587	1.682
			2	26515	1.289	8	32650	1.588	4	38407	1.867	14	35151	1.709
			1	26477	1.287	6	32811	1.595	14	38790	1.886	21	35688	1.735
						5	32990	1.604	14	39154	1.904	19	36199	1.760
						2	33067	1.608	6	39499	1.921	8	36683	1.784
						2	33163	1.612	8	39826	1.936	10	37141	1.806
						4	33237	1.616	10	40134	1.951	14	37573	1.827
						2	33289	1.619	9	40425	1.966	11	37978	1.847
						4	33320	1.620	4	40696	1.979	8	38356	1.865
						2	33329	1.621	5	40949	1.991	7	38708	1.882
						2	33316	1.620	5	41184	2.003	7	39034	1.898
									4	41400	2.013	4	39333	1.912
						1	33225	1.616	6	41598	2.023	7	39606	1.926
						3	33147	1.612	2	41777	2.031	5	39852	1.938
									6	41938	2.039	6	40071	1.948
									2	42080	2.046	2	40265	1.958
						3	32793	1.594				3	40432	1.966
						2	32619	1.586				2	40572	1.973
									1	42396	2.061	1	40686	1.978

Tableau A-9

TRAITEMENTS ESTIMES SELON LE MODELE EXPERIENCE ET AGE AU DIPLOME (FIXE A 23 ANS)
UNIVERSITE DE SHERBROOKE

EX PE RI FA CT	CHARGE D'ENSEIGNEMENT			ADJOINT			AGREGE			TITULAIRE			TOTAL		
	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE
4	2	18927	1.011										2	18574	.986
5	1	18927	1.011	2	19379	1.035							3	17697	.946
6				4	20020	1.070							4	18789	1.004
7	2	18927	1.011	14	20639	1.103							16	19851	1.061
8	2	18927	1.011	12	21237	1.135							14	20883	1.116
9	1	18927	1.011	11	21812	1.165	1	24629	1.316				13	21884	1.169
10				15	22369	1.195	1	25326	1.353				16	22854	1.221
11	1	18927	1.011	15	22895	1.223	1	25993	1.389				17	23794	1.271
12				13	23404	1.251	11	26630	1.423				24	24704	1.320
13	3	18927	1.011	5	23891	1.277	5	27239	1.455				13	25583	1.367
14				6	24354	1.301	11	27815	1.486				17	26432	1.412
15				5	24798	1.325	10	28363	1.515	2	30364	1.622	17	27250	1.456
16				3	25219	1.347	4	28880	1.543				7	28038	1.498
17				8	25617	1.369	8	29368	1.569	1	31989	1.709	17	28796	1.539
18				1	25993	1.389	5	29826	1.594	5	32724	1.749	11	29523	1.577
19				4	26347	1.408	3	30253	1.617	2	33408	1.785	9	30219	1.615
20				3	26679	1.426	4	30651	1.638	5	34040	1.819	12	30885	1.650
21				2	26989	1.442	7	31019	1.657	1	34620	1.850	10	31521	1.684
22				1	27277	1.457	2	31357	1.675	3	35149	1.878	6	32126	1.717
23										3	35626	1.904	3	32701	1.747
24							2	31943	1.707	5	36052	1.926	7	33245	1.776
25							1	32191	1.720	2	36426	1.946	3	33759	1.804
26				1	24207	1.507	1	32409	1.732	3	36748	1.964	5	34242	1.830
27							1	32597	1.742	3	37019	1.978	4	34695	1.854
28										4	37238	1.990	4	35117	1.876
29							2	32683	1.757				2	35509	1.897
30							2	32981	1.762	1	37522	2.005	3	35871	1.917
31										2	37546	2.008	2	36202	1.934
32							2	33068	1.768	2	37599	2.009	4	36502	1.950
33							1	33097	1.768	1	37560	2.007	2	36772	1.965
34							1	33075	1.767				1	37012	1.978
35										3	37135	1.984	3	37400	1.998

Tableau A-10

TRAITEMENTS ESTIMES SELON LE MODELE EXPERIENCE ET AGE AU DIPLOME (FIXE A 23 ANS)
UNIVERSITE DU QUEBEC

PE PI EN CE	CHARGE D'ENSEIGNEMENT			ADJOINT			AGREGE			TITULAIRE			TOTAL		
	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE
3	3	18128	.940										3	16727	.867
4	9	18128	.940	4	19281	1.000							13	17886	.928
5	9	18128	.940	11	20032	1.039							20	19009	.986
6	7	18128	.940	17	20751	1.076							24	20094	1.042
7	2	18128	.940	31	21437	1.112	3	26707	1.385				36	21143	1.097
8	1	18128	.940	40	22091	1.146	1	27051	1.403				42	22154	1.149
9				51	22712	1.178	1	27384	1.420				52	23129	1.200
10				52	23300	1.208	17	27707	1.437				69	24066	1.248
11	1	18128	.940	65	23857	1.237	18	28020	1.453				84	24986	1.295
12				52	24380	1.264	27	28323	1.469				79	25829	1.340
13				24	24872	1.290	41	28616	1.484	3	31718	1.645	68	26655	1.382
14				19	25331	1.314	42	28898	1.499	2	32247	1.672	63	27444	1.423
15				7	25757	1.336	39	29170	1.513	2	32757	1.699	48	28196	1.462
16				11	26151	1.356	29	29432	1.526	4	33247	1.724	44	28911	1.499
17				5	26512	1.375	26	29684	1.539	4	33717	1.749	36	29589	1.535
18				4	26841	1.392	20	29925	1.552	6	34169	1.772	30	30229	1.568
19				2	27138	1.407	16	30157	1.564	3	34601	1.794	15	30833	1.599
20							10	30377	1.575	6	35014	1.816	16	31399	1.628
21				3	27633	1.433	8	30588	1.586	6	35407	1.836	17	31929	1.656
22				1	27932	1.448	10	30769	1.597	4	35781	1.856	15	32421	1.681
23							8	30979	1.607	8	36136	1.874	17	32876	1.705
24				3	28133	1.459	5	31159	1.616	6	36471	1.892	15	33294	1.727
25							2	31329	1.625	9	36738	1.906	11	33676	1.747
26				1	28304	1.468	4	31489	1.633	1	37084	1.923	6	34020	1.764
27							2	31638	1.641	7	37362	1.938	9	34326	1.780
28							2	31777	1.648	4	37620	1.951	6	34598	1.794
29							3	31906	1.655				3	34829	1.806
30				1	29256	1.465	1	32025	1.661	2	38078	1.975	4	35025	1.816
31							3	32134	1.667				3	35183	1.825
32							2	32232	1.672	1	38459	1.995	3	35305	1.831
33										2	38621	2.003	2	35389	1.835
34							1	32398	1.680	1	38763	2.010	2	35437	1.838
35							1	32465	1.684	1	38865	2.017	2	35447	1.838
36				1	29210	1.411	2	32523	1.687				3	35420	1.837
37										1	39073	2.026	1	35357	1.834
38							1	32633	1.692	2	39184	2.032	3	35118	1.821
42										1	39284	2.033	1	34481	1.788

Tableau A-11

TRAITEMENTS ESTIMES SELON LE MODELE EXPERIENCE ET AGE AU DIPLOME (FIXE A 23 ANS)
UNIVERSITE BISHOP'S

CHARGE D'ENSEIGNEMENT			ADJOINT			AGREGE			TITULAIRE			TOTAL		
N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE
												1	16337	.971
1	15833	.941										1	19275	1.146
1	15833	.941										4	20227	1.202
1	15833	.941	3	22027	1.309							2	21165	1.258
			2	22744	1.352							1	23001	1.367
			1	23855	1.418							3	23898	1.420
			2	24244	1.441	1	28284	1.681				2	24781	1.473
						2	28284	1.681				2	25651	1.525
			1	24711	1.469	1	28284	1.681				8	26507	1.575
						8	28284	1.681				9	27350	1.626
			1	24743	1.471	4	28284	1.681				3	28178	1.675
			1	24597	1.462	1	28284	1.681	1	32389	1.925	1	28993	1.723
									1	33078	1.966	1	29795	1.771
						1	28284	1.681				2	30582	1.818
						2	28284	1.681				2	31356	1.864
			1	22934	1.363	1	28284	1.681				1	32117	1.909
						1	28284	1.681				3	32863	1.953
						2	28284	1.681	1	36041	2.142	1	33596	1.997
									1	36537	2.172	1	34315	2.040
						1	28284	1.681				2	36390	2.163
									2	38198	2.270	1	37055	2.202
									1	38533	2.290	1	37705	2.241
									1	38835	2.308	1	38966	2.316
									1	39344	2.338	1	40171	2.388
									1	39723	2.361	2	40753	2.422
									2	39864	2.369	1	41877	2.489
									1	40050	2.380			

Tableau A-12

TRAITEMENTS ESTIMES SELON LE MODELE EXPERIENCE ET AGE AU DIPLOME (FIXE A 23 ANS)
UNIVERSITE MCGILL

EX PE RI EN CE	CHARGE D'ENSEIGNEMENT			ADJOINT			AGREGE			TITULAIRE			TOTAL		
	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE
4				1	18317	1.000							1	15644	.854
5	1	16998	.928	1	19696	1.021							2	16545	.904
6	1	17200	.939	5	19068	1.041							6	17433	.952
7	2	17410	.951	7	19428	1.061							9	18306	1.000
8	2	17628	.963	13	19775	1.080	1	22286	1.217				16	19165	1.047
9	7	17853	.975	12	20111	1.098							19	20010	1.093
10	1	18086	.988	24	20435	1.116	6	23500	1.283				31	20940	1.138
11	2	18327	1.001	20	20746	1.133	4	24070	1.314				26	21657	1.183
12	2	18575	1.014	13	21045	1.149	15	24615	1.344	1	26193	1.430	31	22459	1.226
13	1	18830	1.028	13	21333	1.165	11	25136	1.373				25	23247	1.270
14	3	19094	1.043	15	21607	1.180	21	25632	1.400	3	28139	1.537	42	24021	1.312
15	1	19365	1.058	5	21870	1.194	23	26103	1.425	1	29066	1.587	31	24781	1.353
16	3	19643	1.073	5	22121	1.208	23	26549	1.450	3	29965	1.636	34	25526	1.394
17	1	19930	1.088	4	22360	1.221	21	26971	1.473	4	30834	1.684	30	26257	1.434
18	1	20224	1.104	7	22586	1.233	23	27368	1.495	4	31674	1.730	35	26974	1.473
19				5	22800	1.245	26	27740	1.515	5	32485	1.774	37	27677	1.511
20				7	23002	1.256	16	28088	1.534	5	33266	1.817	28	28366	1.549
21	1	21151	1.155	1	23192	1.267	20	28411	1.551	3	34017	1.858	25	29040	1.586
22	2	21475	1.173	4	23370	1.276	17	28709	1.568	7	34740	1.897	30	29700	1.622
23				3	23536	1.285	21	28982	1.583	8	35432	1.935	32	30346	1.657
24				3	23690	1.294	11	29231	1.596	6	36096	1.971	20	30976	1.692
25							13	29455	1.609	7	36729	2.006	20	31596	1.725
26	1	22649	1.236				10	29654	1.619	5	37334	2.039	16	32199	1.758
27				1	24079	1.315	9	29829	1.629	11	37909	2.070	21	32789	1.791
28	4	23582	1.287				7	29979	1.637	11	38454	2.100	22	33364	1.822
29				1	24276	1.326	13	30104	1.644	12	38970	2.128	26	33925	1.853
30				2	24356	1.330	10	30204	1.649	11	39457	2.155	23	34471	1.882
31				1	24425	1.334	6	30280	1.654	18	39914	2.180	25	35004	1.912
32							3	30331	1.656	6	40342	2.203	9	35522	1.940
33							3	30358	1.658	5	40740	2.225	8	36026	1.967
34							3	30359	1.658	3	41109	2.245	6	36510	1.994
35							2	30336	1.657	9	41448	2.263	11	36992	2.020
36							4	30289	1.654	2	41759	2.280	6	37453	2.045
37							2	30216	1.650	11	42039	2.296	13	37900	2.070
38							3	30118	1.645	6	42290	2.309	9	38333	2.093
39				1	24597	1.343	3	29996	1.638	7	42511	2.321	11	38752	2.116
40							3	29850	1.630	3	42703	2.332	6	39157	2.138
41							2	29678	1.621	6	42866	2.341	8	39547	2.160
42							2	29482	1.610	1	42999	2.348	6	39924	2.180

Tableau A-13

TRAITEMENTS ESTIMES SELON LE MODELE EXPERIENCE ET AGE AU DIPLOME (FIXE A 28 ANS)
UNIVERSITE CONCORDIA

CHARGE D'ENSEIGNEMENT			ADJOINT			AGREGE			TITULAIRE			TOTAL		
N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE	N	$	INDICE
												1	16712	.883
												2	17612	.931
												5	18491	.978
												9	19350	1.023
												7	20189	1.067
												15	21006	1.111
												20	21803	1.153
												15	22580	1.194
												17	23336	1.234
												33	24071	1.273
												27	24786	1.310
												20	25480	1.347
												23	26154	1.383
												28	26807	1.417
												13	27439	1.451
												21	28051	1.483
												23	28642	1.514
												15	29212	1.544
												25	29762	1.573
												20	30291	1.601
												12	30800	1.628
												18	31288	1.654
												16	31755	1.679
												8	32202	1.702
												10	32628	1.725
												11	33034	1.746
												12	33419	1.767
												16	33784	1.786
												5	34127	1.804
												6	34451	1.821
												5	34753	1.837
												3	35035	1.852
												5	35297	1.866
												4	35537	1.879
												3	35757	1.890
												6	35957	1.901
												2	36136	1.910
												1	36294	1.919
												1	36432	1.926
1	18139	.959												
1	18139	.959	1	19342	1.023									
3	18139	.959	9	19751	1.044									
2	18139	.959	7	20142	1.065									
2	18139	.959	5	20516	1.085									
3	18139	.959	10	20873	1.103	2	24405	1.290						
3	18139	.959	12	21213	1.121	5	24917	1.317						
2	18139	.959	13	21535	1.138	3	25413	1.343						
2	18139	.959	11	21840	1.155	4	25892	1.369						
2	18139	.959	14	22128	1.170	18	26355	1.393						
1	18139	.959	9	22398	1.184	16	26801	1.417	1	30726	1.624			
1	18139	.959	6	22652	1.197	13	27231	1.440	1	31354	1.658			
			5	22888	1.210	15	27644	1.461						
2	18139	.959	9	23106	1.222	18	28041	1.482	1	32526	1.720			
1	18139	.959	2	23307	1.232	11	28422	1.503						
			7	23491	1.242	12	28786	1.522	2	33589	1.776			
			2	23659	1.251	18	29133	1.540	3	34079	1.802			
			9	23809	1.259	10	29464	1.558	3	34541	1.826			
			4	23940	1.266	16	29779	1.574	5	34976	1.849			
			1	24054	1.272	15	30077	1.590	4	35384	1.871			
						10	30359	1.605	2	35764	1.891			
						13	30624	1.619	5	36116	1.909			
			1	24295	1.284	14	30873	1.632	1	36441	1.926			
						6	31106	1.644	2	36738	1.942			
			1	24369	1.288	8	31322	1.656	1	37008	1.956			
						4	31521	1.666	7	37251	1.969			
			2	24374	1.289	6	31704	1.676	4	37465	1.981			
			3	24351	1.287	7	31871	1.685	6	37653	1.991			
			1	24310	1.285	1	32021	1.693	3	37813	1.999			
			1	24259	1.282	4	32155	1.700	2	37945	2.006			
			1	24176	1.278	1	32272	1.706	3	38050	2.012			
						1	32373	1.711	2	38127	2.016			
			1	23974	1.267	1	32457	1.716	3	38177	2.018			
									4	38199	2.019			
									2	38194	2.019			
						2	32612	1.724	4	38161	2.017			
						1	32630	1.725	1	38101	2.014			
									1	38013	2.010			
									1	37897	2.003			

Tableau A-14

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs en administration

Rang / Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Total
Laval					
traitement	21,014	25,670	29,237	34,417	28,796
âge	30.5	35.4	38.2	46.5	39.0
expérience	6.6	10.6	15.9	22.7	15.4
nombre	8	15	18	18	59
%	13.6	25.4	30.5	30.5	100.0
HEC					
traitement	19,785	24,279	32,074	39,175	29,415
âge	26.2	31.8	36.8	48.7	36.1
expérience	5.7	9.5	14.4	25.3	13.8
nombre	10	29	35	16	90
%	11.1	32.2	38.9	17.8	100.0
Sherbrooke					
traitement	-	23,784	28,593	34,415	27,475
âge	-	32.4	37.6	43.2	36.3
expérience	-	10.2	14.3	21.4	13.7
nombre	1	18	18	8	45
%	2.2	40	40	17.8	100.0
Bishop's					
traitement	-	21,505	-	-	26,346
âge	-	31.5	-	-	37.9
expérience	-	9.8	-	-	16.2
nombre	-	6	1	2	9
%	-	66.7	11.1	22.2	100.0
McGill					
traitement	-	29,963	31,859	39,388	32,755
âge	-	34.6	38.3	46.2	39.9
expérience	-	13.2	16.4	24.9	18.4
nombre	2	14	16	16	48
%	4.2	29.2	33.3	33.3	100.0
Concordia					
traitement	17,590	22,878	29,720	43,442	28,081
âge	28.2	37.0	40.1	49.2	38.9
expérience	7.4	15.4	19.1	25	16.8
nombre	9	20	18	11	58
%	15.5	34.5	31.0	19.0	100.0
du Québec					
traitement	19,998	23,573	29,326	34,997	25,007
âge	25.9	32.0	38.6	40.5	33.0
expérience	4.6	9.5	14.1	17.2	10.3
nombre	8	47	11	6	72
%	11.1	65.3	15.3	8.3	100.0
Total					
traitement	19,825	24,089	30,418	37,919	28,402
âge	28.1	33.2	38.1	46.7	36.9
expérience	6.7	10.8	15.5	23.7	14.5
nombre	38	149	117	77	381
%	10.0	39.1	30.7	20.2	100.0

Source: Imprimé d'ordinateur ENSD13, REFDI3 (130380)

Tableau A-15

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression
EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME
en Administration

Rang Université	te C	Expérience		Expérience au carré		Age au diplôme		R^2 corrigé	Erreur de la régr.	Coeff. de variabilité
		$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.			
Adjoint										
Laval	16150	10.6	-116.1	122.1	23.5	25.8	305.4	.385	1453	5.7
H.E.C.	16287	9.5	1316.0	99.1	-39.0	23.2	-28.6	.816	603	2.5
Sherbrooke	13997	10.2	872.3	126.8	-10.8	23.2	96.4	.931	757	3.2
du Québec	11977	9.5	748.3	112.6	-11.9	23.5	248.7	.544	1483	6.3
McGill	3944	13.2	-125.4	198.2	12.4	22.4	994.1	.056	3623	13.4
Concordia	30281	15.4	-1356.8	276.3	35.6	22.7	161.3	.252	2634	11.5
Bishop s	50329	9.8	-7489.2	102.8	390.4	22.7	206.0	.931	677	3.1
Ensemble	12501	10.9	347.0	142.3	-19.4	23.4	304.9	.206	2400	10.0
Agrégé										
Laval	17894	15.9	420.1	270.2	-1.4	23.3	215.1	.684	1051	3.6
H.E.C.	20475	14.4	716.9	218.1	-6.6	23.4	115.2	.811	794	2.5
Sherbrooke	10702	14.3	1743.8	211.7	-35.0	24.3	16.7	.889	623	2.2
du Québec	9209	14.1	2120.9	206.3	-79.1	25.6	256.2	.031	1313	4.5
McGill	20664	16.4	889.8	303.9	-15.8	22.9	61.8	.561	1529	4.8
Concordia	11903	18.1	1761.4	371.4	-41.8	23.0	62.8	.488	1950	6.6
Bishop's	28050	21.0		441.0		22.0				
Ensemble	18873	15.5	1078.0	261.2	-22.2	23.6	27.6	.294	2061	6.8
Titulaire										
Laval	11388	22.7	1521.6	557.8	-25.5	24.8	107.4	.629	1703	4.9
H.E.C.	11684	25.3	1809.6	671.2	-25.5	24.4	-46.9	.962	596	1.5
Sherbrooke	14470	21.4	1144.7	495.1	-15.2	22.9	131.9	.744	1080	3.1
du Québec	50927	17.2	2648.7	317.8	82.1	24.3	141.2	.211	1791	5.1
McGill	-11327	24.9	2186.6	677.1	-33.9	22.4	861.3	.289	6070	15.4
Concordia	12479	25.	2052.1	650.8	-48.4	25.2	443.6	-.134	7918	18.2
Bishop's	46018	33.		1098.0		23.0				
Ensemble	8056	23.7	1448.9	608.3	-21.6	24.0	358.6	.261	4859	12.8
Ensemble										
Laval	8561	15.4	1159.4	291.4	-15.6	24.6	282.2	.834	2052	7.1
H.E.C.	9454	13.8	1646.8	240.3	-22.5	23.3	112.6	.908	2007	6.8
Sherbrooke	12153	13.7	1359.5	224.0	-18.4	23.6	34.5	.909	1419	5.7
du Québec	6256	10.3	1274.3	134.1	-22.5	23.7	364.8	.680	2487	9.9
McGill	4779	18.4	1207.6	400.0	-14.7	22.5	518.4	.449	5174	15.8
Concordia	-2916	16.8	1001.3	345.3	-10.2	23.1	765.5	.397	7307	26.0
Bishop's	14897	16.2	558.1	361.6	4.8	22.7	28.9	.885	2809	10.7
Ensemble	5921	14.5	1251.8	265.1	-15.6	23.5	362.9	.635	4099	14.4

Tableau A-16

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs en droit

Rang / Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Total
Laval					
traitement	23,643	26,880	29,907	35,363	29,147
âge	32.0	34.3	35.0	45.9	37.2
expérience	9.3	12.0	12.9	23.4	14.8
nombre	7	21	7	13	48
%	14.6	43.7	14.6	27.1	100.0
Montréal					
traitement	17,311	25,616	30,015	39,593	31,688
âge	26.0	31.3	35.9	44.6	37.4
expérience	4.3	9.4	13.4	22.6	15.3
nombre	4	9	18	18	49
%	8.2	18.4	36.7	36.7	
Sherbrooke					
traitement	-	24,997	28,663	37,456	29,239
âge	-	30.8	33.9	46.0	35.4
expérience	-	7.9	11.3	22.3	12.9
nombre	0	10	12	6	28
%	0	35.7	42.9	21.4	100.0
McGill					
traitement	-	20,667	31,538	39,124	32,330
âge	-	27.0	37.3	44.0	37.8
expérience	-	7.0	16.5	23.5	17.4
nombre	0	6	6	11	23
%	0	26.1	26.1	47.8	100.0
du Québec					
traitement	-	23,669	30,638	-	28,930
âge	-	32.3	34.5	-	32.3
expérience	-	9.8	13.5	-	9.3
nombre	2	8	2	0	12
%	16.7	66.6	16.7	0	100.0
Total					
traitement	20,867	25,155	29,868	38,073	30,007
âge	29.9	32.0	35.4	45.0	36.7
expérience	6.8	9.9	13.2	23.0	14.5
nombre	13	54	45	48	160
%	8.1	33.8	28.1	30.0	100.0

Source: ENS II I 2 (13,3,80), MCO II I 2 (10,3,80)

Tableau A-17

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression
EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME
en Droit

Rang université	C^te	Expérience		Expérience au carré		Age au diplôme		R^2 corrigé	Erreur de la régr.	Coeff. de variabilité
		$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.			
Adjoint										
Laval	15970	12.0	204.2	156.[illegible]	11.2	23.3	287.7	.898	670	2.5
Montréal	35607	9.4	1586.6	95.0	-27.7	22.9	-975.9	.933	2469	9.6
Sherbrooke	1920	7.9	1692.6	73.[illegible]	-22.7	23.9	475.8	.944	1106	4.4
du Québec	16852	9.8	1179.4	102.[illegible]	-29.9	23.5	-69.3	.920	586	2.3
McGill	19452	7.0	-3417.2	52.3	296.6	21.0	457.8	-.138	1823	6.9
Ensemble	7084	9.9	1083.8	111.2	-14.3	23.1	385.9	.699	1858	7.4
Agrégé										
Laval	25368	12.9	-976.1	172.0	49.2	23.1	377.9	.873	1096	3.7
Montréal	16897	13.4	1053.2	195.3	-18.8	23.6	113.9	.720	1240	4.1
Sherbrooke	-2144	11.3	4227.0	130.0		23.6	45.7	.790	710	2.5
du Québec	19508	16.5	1528.4	295.2	-29.9	21.8	-200.0	.925	858	2.7
McGill	15647	13.2	1306.4	187.1	-25.7	23.2	78.4	.790	1029	3.4
Ensemble										
Titulaire										
Laval	26060	23.4	659.7	639.7	-8.2	23.5	-38.4	.771	1071	3.0
Montréal	20235	22.6	1341.9	546.3	-18.4	23.0	-36.[illegible]	.777	1600	4.0
Sherbrooke	7940	23.3	2040.1	562.7	-33.9	24.7	123.3	.970	678	1.8
du Québec	-3651	23.6	2676.3	619.4	-51.4	21.5	541.2	.589	3982	10.7
McGill	17520	23.0	1777.1	590.4	-28.4	23.0	-151.8	.643	2552	6.7
Ensemble										
Ensemble										
Laval	4544	14.8	1370.2	279.8	-18.8	23.4	409.9	.842	1829	6.3
Montréal	12778	15.3	1772.9	291.5	-24.6	23.2	-43.8	.886	2538	8.8
Sherbrooke	2331	12.5	1778.8	202.5	-27.9	23.9	433.8	.974	933	3.2
du Québec	24948	9.3	-320.4	101.0	70.3	24.0	-213.7	.863	1519	6.3
McGill	9798	17.4	-1999.7	386.9	-31.4	21.4	-3.9	.809	3880	12.0
Ensemble	8374	14.5	1731.2	271.8	-.5.1	23.2	145.2	.857	2567	8.6

Tableau A-18

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs en génie

Rang / Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Total
Laval					
traitement	-	26,260	31,093	36,380	33,541
âge	-	33.6	37.8	48.5	44.0
expérience	-	12.1	14.9	25.7	21.3
nombre	1	8	14	40	63
%	1.6	12.7	22.2	63.5	100.0
Polytechnique					
traitement	21,405	25,062	30,816	37,954	32,176
âge	31.8	34.0	39.2	47.3	41.0
expérience	10.2	11.5	16.4	24.4	18.2
nombre	5	23	95	60	183
%	2.7	12.6	51.9	32.8	100.0
Sherbrooke					
traitement	-	23,718	31,094	34,732	29,984
âge	-	31.8	39.9	40.8	37.8
expérience	-	9.6	17.4	17.9	15.2
nombre	0	19	26	19	64
%	0	29.7	40.6	29.7	100.0
McGill					
traitement	18,510	22,669	29,513	38,447	30,353
âge	36.3	34.3	42.7	46.1	41.7
expérience	13.7	13.8	20.7	24.8	20.2
nombre	3	20	45	28	96
%	3.1	20.8	46.9	29.2	100.0
Concordia					
traitement	18,158	23,839	32,366	38,335	30,585
âge	31.5	32.9	41.3	44.9	39.2
expérience	9.2	11.7	19.7	24.0	17.9
nombre	6	15	16	19	56
%	10.7	26.8	28.6	33.9	100.0
du Québec					
traitement	-	22,761	30,374	33,348	29,397
âge	-	31.5	39.1	41.8	38.1
expérience	-	9.3	16.9	20.3	16.0
nombre	0	4	11	4	19
%	0	21.1	57.8	21.1	100.0
Total					
traitement	18,934	24,040	30,683	37,239	31,404
âge	32.9	33.3	40.1	46.3	40.8
expérience	10.7	11.6	17.6	23.9	18.5
nombre	15	89	207	170	481
%	3.1	18.5	43.0	35.4	100.0

Source: ENSDI4, REFDI4 (13,3,80)

Tableau A-19

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression
EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME
en Génie

Rang Université	c^te	Expérience		Expérience au carré		Age au diplôme		R^2 corrigé	Erreur de la régr.	Coeff. de variabilité
		$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.			
Adjoint										
Laval	-19860	12.1	1951.6	156.9	-57.4	22.5	1398.5	.836	886	3.4
Poly.	11711	11.5	1277.5	145.8	-28.0	23.4	115.5	.956	413	1.6
Sherbrooke	12389	9.6	1347.0	111.3	-28.1	23.2	64.1	.833	1105	4.7
du Québec	12745	9.3	1330.8	90.3	-25.4	23.3	0.0	.930	934	4.1
McGill	10481	13.8	-619.2	215.7	36.0	21.5	602.5	.610	2663	11.7
Concordia	-11307	11.7	819.6	151.4	-25.5	22.3	1322.2	-.077	4620	20.2
Ensemble	8182	11.6	220.1	153.6	8.8	22.7	527.3	.331	2789	11.6
Agrégé										
Laval	8336	14.9	2069.9	236.0	-47.3	23.9	132.8	.833	770	2.5
Poly.	12997	16.4	1413.0	302.0	-21.8	23.8	52.8	.905	868	2.8
Sherbrooke	22060	17.4	1274.2	363.3	-18.0	23.5	-279.5	.940	859	2.8
du Québec	34877	16.9	-255.7	302.7	8.3	23.2	-116.0	-.245	1178	3.9
McGill	10442	20.7	1374.6	475.9	-20.8	22.9	20.9	.521	2891	9.8
Concordia	40704	19.7	-491.6	427.8	15.5	22.6	-233.1	-.182	3723	11.5
Ensemble	17437	17.6	787.6	352.8	-10.5	23.5	130.4	.449	2406	7.8
Titulaire										
Laval	17333	25.7	774.1	705.6	-9.2	23.8	238.3	.737	1179	3.2
Poly.	10319	24.4	1666.7	624.1	-21.6	24.0	22.5	.985	451	1.1
Sherbrooke	17761	17.3	1090.1	335.0	-10.0	23.9	34.3	.949	632	1.8
du Québec	7479	20.3	2058.9	483.3	-32.8	22.5	0.0	1.000	0	0.0
McGill	24545	24.8	867.3	644.6	-.2	22.4	-333.5	.639	3580	9.3
Concordia	44819	24.0	649.8	629.0	-11.8	21.9	-670.0	-.094	5772	15.1
Ensemble	18231	23.9	1315.0	611.6	-17.6	23.4	-67.8	.469	2984	8.0
Ensemble										
Laval	10084	21.3	1346.7	523.0	-18.7	23.7	190.2	.703	2730	8.1
Poly.	6737	18.2	1715.6	382.9	-24.0	23.8	141.6	.900	1725	5.4
Sherbrooke	11870	15.2	1764.8	280.1	-26.6	23.6	-17.9	.875	1878	6.3
du Québec	15712	16.0	1082.8	296.0	-13.7	23.1	17.7	.642	2555	8.7
McGill	7636	20.2	1567.1	462.9	-17.1	22.5	-47.9	.620	4709	15.5
Concordia	29863	17.9	1691.9	386.1	-26.3	22.4	-866.8	.446	6235	20.4
Ensemble	7987	18.5	1535.6	499.4	-29.9	23.2	145.6	.656	3717	11.8

Tableau A-20

Traitement, expérience et âge moyens des effectifs en médecine

Rang Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Total
Laval					
traitement	-	31,690	34,228	41,741	35,944
âge	-	39.6	43.2	51.4	44.8
expérience	-	15.3	18.4	27.1	20.3
nombre	-	31	38	34	103
%	0	30.1	36.9	33.0	100.0
Montréal					
traitement	-	28,324	35,511	43,295	38,514
âge	-	36.3	44.8	49.0	44.5
expérience	-	13.3	20.3	25.0	20.4
nombre	1	38	92	62	193
%	0.5	19.7	47.7	32.1	100.0
Sherbrooke					
traitement	22,450	27,752	34,240	40,259	32,966
âge	34.8	35.1	42.4	47.5	40.7
expérience	10.0	11.4	18.0	22.8	16.5
nombre	4	55	52	36	147
%	2.7	37.4	35.4	24.5	100.0
McGill					
traitement	17,835	21,607	29,163	40,322	31,822
âge	28.0	36.2	44.3	51.2	45.2
expérience	6.0	12.6	22.8	29.4	23.2
nombre	3	33	78	69	183
%	1.7	18.0	42.6	37.7	100.0
Total					
traitement	20,351	27,376	33,165	41,488	34,215
âge	32.1	36.5	43.9	49.9	43.8
expérience	9.1	13.0	20.3	26.5	20.3
nombre	8	157	260	201	626
%	1.3	25.1	41.5	32.1	100.0

Source: ENSDI1, REFDI1 (13,3,80)

Tableau A-21

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression
EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME
en Médecine

Rang université	C^te	Expérience		Expérience au carré		Age au diplôme		R^2 corrigé	Erreur de la régr.	Coeff. de variabilité
		$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.			
Adjoint										
Laval	11248	15.3	1065.3	266.7	-21.9	25.3	396.4	.542	1798	5.7
Montréal	20135	13.3	108.9	203.3	3.0	24.0	255.4	.119	2752	9.7
Sherbrooke	13938	11.4	928.1	149.7	-18.3	24.7	240.7	.721	1330	4.8
McGill	14615	12.9	39.5	205.5	4.4	24.3	229.6	.005	4088	18.9
Ensemble	8867	13.0	829.1	197.5	-15.0	24.6	436.8	.221	3952	14.4
Agrégé										
Laval	20896	18.4	811.6	364.9	-9.6	25.8	74.9	.813	1007	2.9
Montréal	14993	20.3	1487.5	436.0	-29.5	25.5	124.0	.328	1816	5.1
Sherbrooke	14120	18.0	1464.9	346.7	-24.2	25.4	65.8	.831	1098	3.2
McGill	23023	22.9	453.6	565.3	-7.5	22.5	.1	-.034	8730	29.8
Ensemble	6296	20.3	780.1	446.5	-14.1	24.6	702.8	.113	5410	16.3
Titulaire										
Laval	40889	27.1	1483.5	775.5	-17.8	25.3	-1010.8	.273	5366	12.9
Montréal	32612	25.0	498.9	659.4	-4.3	25.1	45.6	.210	2849	6.6
Sherbrooke	6848	22.8	2113.3	540.8	-34.8	25.7	157.5	.663	1415	3.5
McGill	44199	29.4	187.9	917.6	-4.5	22.8	-231.2	-.042	10600	26.3
Ensemble	20454	26.5	1153.9	746.4	-17.8	24.5	158.1	.020	6980	16.7
Ensemble										
Laval	29525	20.3	1027.9	470.9	-9.2	25.5	-398.3	.598	3736	10.4
Montréal	7019	20.4	1519.8	460.8	-20.3	25.0	312.0	.525	4211	11.5
Sherbrooke	12187	16.5	1359.5	318.7	-16.8	25.2	148.4	.792	2635	8.0
McGill	960	23.2	1398.8	624.7	-17.4	23.0	401.6	.206	10045	31.6
Ensemble	750	20.3	1409.9	476.1	-19.0	24.5	566.3	.352	6541	19.1

Tableau A-22

Traitement, expérience et âge moyens
des effectifs sans titre professionnel en médecine

Université	Chargé d'enseignement	Adjoint	Agrégé	Titulaire	Ensemble des rangs
Laval					
traitement	21,020	25,972	29,800	36,538	27,925
âge	31.8	34.2	40.2	50.0	37.7
expérience	7.0	11.2	18.0	25.7	14.5
nombre	8	39	15	12	74
%	10.8	52.7	20.3	16.2	100.0
Montréal					
traitement	20,533	24,294	32,274	39,461	30,237
âge	32.4	33.9	44.6	49.1	41.2
expérience	9.9	11.0	22.1	27.2	18.8
nombre	10	20	29	17	76
%	13.0	26.0	37.7	23.3	100.0
Sherbrooke					
traitement	-	24,998	30,136	36,170	28,722
âge	-	34.0	41.4	53.3	39.6
expérience	-	11.2	18.2	29.0	16.5
nombre	0	13	18	3	34
%	0	38.2	53.0	8.8	100.0
McGill					
traitement	19,018	23,597	30,173	43,071	30,906
âge	31.5	38.4	42.4	51.6	43.0
expérience	6.5	16.5	20.3	29.7	20.9
nombre	4	26	41	22	93
%	4.3	28.0	44.1	23.6	100.0
Ensemble des universités					
traitement	20,434	24,870	30,704	40,110	29,658
âge	32.0	35.2	42.5	50.5	40.7
expérience	8.2	12.5	20.1	28.0	18.0
nombre	22	98	103	54	277
%	7.9	35.4	37.2	19.5	100.0

Tableau A-23

Coefficients et valeurs moyennes ($\bar{X}$) des variables du modèle de régression EXPERIENCE - EXPERIENCE AU CARRE - AGE AU DIPLOME en Médecine (n/a)

Rang université	C^te	Expérience		Expérience au carré		Age au diplôme		R^2 corrigé	Erreur de la régr.	Coeff. de variabilité
		$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.	$\bar{X}$	coeff.			
Adjoint										
Laval	4357	11.2	903.6	138.6	-16.3	24.0	574.7	.425	2017	7.8
Montréal	31385	11.0	-1039.0	141.7	58.2	23.9	-165.5	.531	2655	10.9
Sherbrooke	20422	11.2	992.7	139.7	-19.3	23.8	-162.9	.877	670	2.7
McGill	7380	16.5	973.4	306.3	-22.2	22.9	303.6	-.055	5842	23.1
Ensemble	14307	12.6	640.1	183.8	-13.8	23.6	214.1	.061	3676	14.8
Agrégé										
Laval	16546	18.0	785.0	347.9	-12.2	23.2	184.7	.341	1894	6.4
Montréal	21039	22.1	374.9	535.8	-1.4	23.5	157.4	.478	2350	7.3
Sherbrooke	24184	18.2	736.1	363.3	-8.6	24.2	-175.5	.862	922	3.1
McGill	22170	20.3	1211.4	453.5	-24.3	23.2	-239.7	.921	5235	17.3
Ensemble	18763	20.1	1101.7	445.5	-19.2	23.4	-71.6	.163	3709	12.1
Titulaire										
Laval	70509	25.7	-3984.4	695.0	87.7	25.3	274.9	.651	2848	7.8
Montréal	14598	27.2	973.8	806.5	-12.3	22.8	363.3	.239	3041	7.7
Sherbrooke	36370	29.0		843.7		25.3				
McGill	64820	29.7	-1721.0	935.3	37.1	22.9	-231.3	.062	9569	22.2
Ensemble	47603	28.0	-855.5	836.3	22.6	23.6	-102.2	.177	6715	16.7
Ensemble										
Laval	8590	14.5	747.3	263.6	-3.3	24.2	388.2	.762	2610	9.3
Montréal	5442	18.7	1200.2	437.7	-12.8	23.5	337.6	.696	4032	13.3
Sherbrooke	19769	16.5	820.9	320.2	-7.2	24.1	-95.2	.899	1294	4.5
McGill	12521	20.9	729.2	508.7	-.7	23.1	152.7	.324	8182	26.5
Ensemble	12334	18.0	764.0	400.6	-2.9	23.6	199.9	.508	5372	18.1